



VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA  
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Úrokový transmisní mechanismus v České republice  
The Interest Rate Transmission Mechanism in the Czech Republic

Student: Lucie Švajdová

Vedoucí diplomové práce: prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.

Ostrava 2014

## Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Lucie Švajdová**  
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa  
Studijní obor: 6202T010 Finance  
Specializace: 00 Finance  
Téma: **Úrokový transmisní mechanismus v České republice**  
**The Interest Rate Transmission Mechanism in the Czech Republic**

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
  2. Transmisní mechanismy měnové politiky
  3. Využití modelu vektorové autoregrese VAR při modelování ekonomických jevů
  4. Modelování vazeb mezi úrokovými sazbami a inflací v české ekonomice
  5. Závěr
- Seznam použité literatury  
Seznam zkratk  
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce  
Seznam příloh  
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

- ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009. 285 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- ARNOŠTOVÁ, Kateřina a Jaromír HURNÍK. *The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (Evidence from VAR analysis)*. ČNB Working Paper Series. 2005, č. 4.
- MISHKIN, Frederic S. *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. Harlow: Pearson Education, 2013. 726 s. ISBN 978-0-273-76573-8.
- REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*. 3. aktualiz. vydání. Praha: Management Press, 2011. 558 s. ISBN 978-80-7261-230-7.


Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

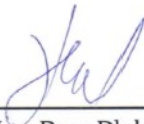
Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulhánek, CSc.**

Datum zadání: 22.11.2013

Datum odevzdání: 25.04.2014



  
Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.  
vedoucí katedry

  
prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová  
děkanka fakulty

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně“.

V Ostravě dne 25. dubna 2014

..... Lucie Svajdová .....

## **Poděkování**

Touto cestou bych ráda poděkovala vedoucímu mé práce, panu prof. Ing. Lumíru Kulhánkovi, CSc., za cenné rady, odbornou pomoc a trpělivost při zpracování této diplomové práce. Poděkování patří také mé rodině za podporu během celého mého studia na vysoké škole.

# Obsah

1 Úvod	5
2 Transmisní mechanismy měnové politiky	7
2.1 Měnová politika	7
2.1.1 Cíle měnové politiky	7
2.1.2 Nástroje měnové politiky	8
2.2 Inlace	11
2.3 Strategie měnové politiky	15
2.3.1 Strategie s nominální implicitní kotvou	15
2.3.2 Strategie cílování peněžní zásoby	15
2.3.3 Strategie fixního devizového kurzu	15
2.3.4 Strategie cílování inflace	16
2.4 Transmisní mechanismy měnové politiky	18
2.4.1 Kanály transmisního mechanismu	19
2.5 Úrokový transmisní mechanismus	22
3 Využití modelu vektorové autoregrese VAR při modelování ekonomických jevů	26
3.1 Vektorový autoregresní model	26
3.2 Vektorový stochastický proces a jeho stacionarita	27
3.3 Určení řádu modelu VAR	29
3.4 Diagnostická kontrola nesystematické složky	30
3.4.1 Autokorelace nesystematické složky	30
3.4.2 Normalita nesystematické složky	31
3.4.3 Heteroskedasticita nesystematické složky	32
3.5 Grangerova kauzalita	33
3.6 Analýza „Impuls-Reakce“	34

4 Modelování vazeb mezi úrokovými sazbami a inflací v české ekonomice	36
4.1 Analýza vstupních časových řad	36
4.1.1 Testy stacionarity	40
4.2 Účinnost operativního kritéria	41
4.3 Analýza VAR modelu	41
4.3.1 Vektorový autoregresní model řádu P	42
4.3.2 Testy nesystematické složky modelu VAR(1)	45
4.3.3 Odhad nového VAR modelu	47
4.3.4 Testy nesystematické složky modelu VAR(1*) a modelu VAR(3)	50
4.4 Analýza Grangerovy kauzality	51
4.5 Analýza „Impuls – Reakce“ v rámci modelu VAR(3)	53
5. Závěr	56
Seznam použité literatury	58
Seznam zkratk	62
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
Seznam příloh	
Přílohy	



# 1 Úvod

Implementace soudobých opatření měnové politiky se neobejde bez dokonalého porozumění transmisnímu mechanismu. Přestože byla do dnešní doby provedena celá řada výzkumů, analýz a studií zabývajících se oblastí měnové politiky a jejími dopady na ekonomickou aktivitu a cenovou hladinu, existují mezi ekonomy určité pochyby o jejich efektech a dopadech.

Transmisní mechanismy jsou vymezeny jako řetězce ekonomických vazeb, které umožňují, aby změny v nastavení měnověpolitických nástrojů vedly k žádoucím změnám inflace. V průběhu několika let došlo v jednotlivých zemích k určitým změnám v používání těchto mechanismů. V minulosti centrální banky využívaly převážně měnový transmisní mechanismus, v němž k dosahování cílů používaly jako operativní kritérium měnovou bázi. V dalších letech začaly banky využívat namísto měnové báze spíše krátkodobé úrokové sazby. Tyto sazby zůstávají doposud operativním kritériem, prostřednictvím něhož je dosahováno konečných cílů. Avšak samotný úrokový transmisní mechanismus v současné době centrálními bankami využíván není.

Často zmiňovanou problematikou v oblasti měnové politiky je používání úrokového kanálu, který vychází ze změn základních sazeb centrálních bank. Řada centrálních bank včetně České národní banky se snažila v posledních letech zajistit stabilní cenovou hladinu výrazným snížením svých klíčových úrokových sazeb. V některých případech se úroková sazba dostala na historické minimum, což je případ i české dvoutýdenní repo sazby.

Cílem diplomové práce je empiricky ověřit závislost mezi úrokovými sazbami a inflací v České republice v období od 2. čtvrtletí roku 2000 do 4. čtvrtletí roku 2013. Tato vazba je důležitá v situaci, kdy centrální banka využívá při realizaci měnové politiky úrokový transmisní mechanismus. K ověření závislosti mezi těmito veličinami bude využit vektorový autoregresní model.

Práce bude rozčleněna do pěti kapitol. První kapitola obsahuje úvod. Ve druhé kapitole bude představena úloha měnové politiky. Budou popsány její nástroje a cíle. Pozornost bude také věnována inflaci, jejímu vysvětlení, měření i negativním dopadům. Na inflaci bude navazovat problematika jednotlivých strategií měnové politiky. Podrobněji bude popsána strategie cílování inflace, kterou České národní banka provádí od roku 1998. Centrální banka používá k dosažení cílů měnové politiky celou řadu měnověpolitických nástrojů. Protože mezi těmito nástroji a konečnými cíly neexistuje přímá vazba, je nutné definovat pojem transmisní

mechanismus. Následuje charakteristika transmisních kanálů a konkrétně bude popsán úrokový transmisní mechanismus.

Třetí kapitola diplomové práce se bude věnovat vysvětlení metodologie vektorového autoregresního modelu, který bude použit k analýze časových řad. V jednotlivých podkapitolách budou vysvětleny základní principy zvolené ekonometrické metody.

Ve čtvrté kapitole budou veškeré poznatky aplikovány na reálná data české ekonomiky. Nejprve bude analyzován vývoj jednotlivých časových řad. Následovně bude testována stacionarita. Z takto stacionárních časových řad bude odhadnut VAR model, který bude posléze otestován. V další podkapitole budou zkoumány vztahy jednotlivých proměnných modelu ve smyslu Grangerovy kauzality, analýzy „Impuls – Reakce“ a také dekompozice rozptylu. Výpočty budou prováděny v ekonometrickém programu EViews.

Práce bude zakončena pátou kapitolou, která bude shrnovat získané výsledky empirické analýzy.

Data jednotlivých proměnných budou získána z internetových stránek Českého statistického úřadu (ČSÚ) a České národní banky (ČNB).

## 2 Transmisní mechanismy měnové politiky

V této kapitole bude představena úloha, cíle a nástroje měnové politiky. Následně bude vymezen pojem inflace, včetně způsobů jejího měření a důsledků dopadajících na ekonomiku. Dále bude pozornost věnována fungování transmisních mechanismů a jejím kanálům. Podrobněji bude charakterizován úrokový transmisní mechanismus, který bude následně aplikován i v praktické části této diplomové práce.

### 2.1 Měnová politika

Měnová politika je společně s politikou fiskální součástí a nástrojem hospodářské politiky státu. *Jak uvádí Revenda (2011, str. 67), „v nejširším pojetí můžeme měnovou politiku považovat za vědomou činnost nějakého subjektu, který se prostřednictvím měnových nástrojů snaží regulovat vývoj množství peněz v oběhu, a tím dosáhnout určitých cílů“.* Tyto cíle prošly v průběhu času určitými změnami. V historii centrálních bank byly za cíle měnové politiky považovány například stabilita devizového kurzu, ekonomický růst, zaměstnanost, rovnováha platební bilance a další. Přibližně od 90. let minulého století je za hlavní cíl měnové politiky považována cenová stabilita. Cenové stability je dosahováno za situace, kdy se „nabídka peněz“ rovná „poptávce po penězích“. Pokud je této rovnováhy dosaženo, jsou vytvořeny podmínky pro cenovou stabilitu.

V opačném pojetí je měnová politika *„regulace operačního cíle centrální bankou prostřednictvím nástrojů měnové politiky za účelem dosažení zprostředkujícího cíle a nakonec konečného cíle“.* (Jílek, 2004, str. 375)

Vykonávání měnové politiky je svěřeno specializovaným institucím, kterými jsou centrální banky. Postavení centrální banky je upraveno zákonem o centrální bance. Tyto instituce používají pro dosažení svých hlavních cílů určité měnověpolitické nástroje.

#### 2.1.1 Cíle měnové politiky

Měnová politika je činnost, která má vést k dosažení určitého cíle, který musí být nejprve vymezen. Hlavní cíl nebo cíle měnové politiky jsou zpravidla legislativně vymezeny, a to zákonem o centrální bance. Ve většině zemí je hlavním a někdy i jediným uváděným cílem zajištění stabilní cenové hladiny, která je považována za hlavní podmínku ekonomického růstu ve střednědobém i dlouhodobém časovém horizontu. Stabilní cenová hladina však není jediným cílem centrálních bank. Mezi další konečné cíle lze zařadit například podporu ekonomického růstu, podporu zaměstnanosti, stabilitu měnového kurzu,

stabilizaci úrokových sazeb a stabilitu finančního systému. Pokud si centrální banka zvolí více než jeden cíl, mohou se tyto cíle hlavně v krátkém období dostat do vzájemného rozporu. Z tohoto důvodu se musí centrální banka rozhodnout, jaký z cílů bude upřednostňovat. Existuje také možnost, že některý z cílů nebude v krátkém období splněn, což může vést ke snížení kredibility centrální banky. Proto je nutné uvažovat vždy pouze jeden hlavní cíl, který je preferován na úkor cílů ostatních.

Z pohledu České republiky je hlavní cíl měnové politiky a úkol České národní banky právně ukotven v článku 98 Ústavy České republiky a § 2 zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance. Zákon uvádí: „*Hlavním cílem činnosti České národní banky je péče o cenovou stabilitu. Pokud tím není dotčen její hlavní cíl, ČNB podporuje obecnou hospodářskou politiku vlády vedoucí k udržitelnému hospodářskému růstu. ČNB jedná v souladu se zásadou otevřeného tržního hospodářství*“.<sup>1</sup>

Cenovou stabilitou se rozumí mírný a stabilní růst cen. Cenová stabilita pomáhá podnikatelským subjektům v rozhodování o jejich investičních aktivitách či záměrech. Dále působí na transparentnost tržního prostředí.

### 2.1.2 Nástroje měnové politiky

Centrální banky používají pro dosahování svých operačních cílů celou řadu měnověpolitických nástrojů. Nejčastěji jsou nástroje měnové politiky členěny na nástroje nepřímé (tržní, neadresné) a přímé (administrativní, netržní, adresné).

Nástroje přímé byly využívány hlavně v minulosti (přibližně od třicátých let do počátku osmdesátých let minulého století). Přímé nástroje jsou charakteristické tím, že působí na jednotlivé subjekty bankovní soustavy selektivně. Banky se těmito nástroji musí řídit, což v podstatě omezuje jejich samostatnost v rozhodování, a to je hlavním důvodem, proč se jejich častějšímu a dlouhodobějšímu používání tvrdě brání. Do této skupiny nástrojů lze zařadit limity úrokových sazeb, limity úvěrů bank, pravidla likvidity, či povinné vklady. (Revenda, 2012)

V současné době jsou mnohem častěji využívány k provádění měnověpolitických opatření nástroje nepřímé. Jejich účinek je do ekonomiky přenášen „přirozeným“ způsobem. Bankám nejsou ukládána žádná direktivní nařízení. Princip je založen na tom, že centrální banka ovlivní určitou proměnnou (například povinné minimální rezervy, úrokovou míru, atd.)

---

<sup>1</sup> Zákon č. 6 ze dne 17. prosince 1992 o České národní bance, ve znění pozdějších předpisů. In: *Sbírka zákonů České republiky*. 1993, částka 3, s. 1-25. Dostupné z [www: http://www.sbcz.cz/cgi-bin/khm.cgi?typ=1&page=khm:PPSB93/SB93006A.htm](http://www.sbcz.cz/cgi-bin/khm.cgi?typ=1&page=khm:PPSB93/SB93006A.htm)

a finanční subjekty na tuto změnu adekvátně zareagují. Dále jsou charakteristické tím, že působí obvykle s určitým časovým zpožděním. Mezi nepřímé nástroje lze zařadit operace na volném trhu, automatické facility, devizové intervence a povinné minimální rezervy. Tyto nástroje budou dále podrobněji charakterizovány.

Operace na volném trhu představují bezhotovostní nákupy nebo prodeje cenných papírů centrální bankou obchodním a dalším bankám v domácí měně, přičemž bezprostředním cílem těchto operací je regulace rezerv bank nebo ovlivňování krátkodobé úrokové míry. Lze konstatovat, že nákup cenných papírů centrální bankou od obchodních bank za jinak nezměněných okolností zvyšuje rezervy bank a měnovou bázi. Prodej je naopak snižuje. Vyvolané změny bankovních rezerv se následně projeví ve změnách krátkodobé úrokové sazby. Tuto sazbu může centrální banka ovlivňovat i bezprostředně, a to vyhlášením úrokových podmínek nákupů či prodejů cenných papírů. V České republice má tento měnový nástroj podobu repo operací, které jsou prováděny formou tendrů. Česká národní banka prodává obchodní bance cenné papíry se závazkem, že tyto cenné papíry po určité době odkoupí zpět. Při této reverzní operaci vrátí cenné papíry společně s dohodnutým úrokem. Základní doba trvání těchto operací je 14 dní, proto je čtrnáctidenní repo sazba považována za klíčovou. Existují ovšem i případy, kdy tato sazba může mít dobu splatnosti kratší jak 14 dní. Repo tendry slouží k odčerpávání přebytečné likvidity. Vypořádání nabídek bank se provádí podle americké aukční procedury, tzn. nejdříve je vypořádána nabídka té obchodní banky, která požaduje nejnižší úrokovou sazbu. Vyhlášená dvoutýdenní repo sazba je vlastně maximální hranice úrokové sazby, kterou je ještě ČNB ochotna přijmout. V případě, že obchodní banky přesáhnou objem predikovaného přebytku likvidity, Česká národní banka může tyto nabídky s nejvyšší úrokovou sazbou buď odmítnout, nebo proporcionálně zkrátit. Repo tendr je obvykle prováděn třikrát týdně s vyhlášením kolem 9:30 hod. Minimální objem je 300 mil. Kč. Do ledna 2001 byl tento nástroj používán i jako nástroj doplňkový, jenž měl podobu tříměsíčního tendru.

Automatické facility slouží k ukládání (depozitní facility) či poskytování (marginální zápůjční facility) likvidity u centrální banky přes noc (tzv. overnight, O/N). Tento druh měnověpolitického nástroje umožňuje bankám si uložit přes noc nadbytečné peněžní prostředky, nebo v opačném případě si tyto chybějící prostředky vypůjčit.

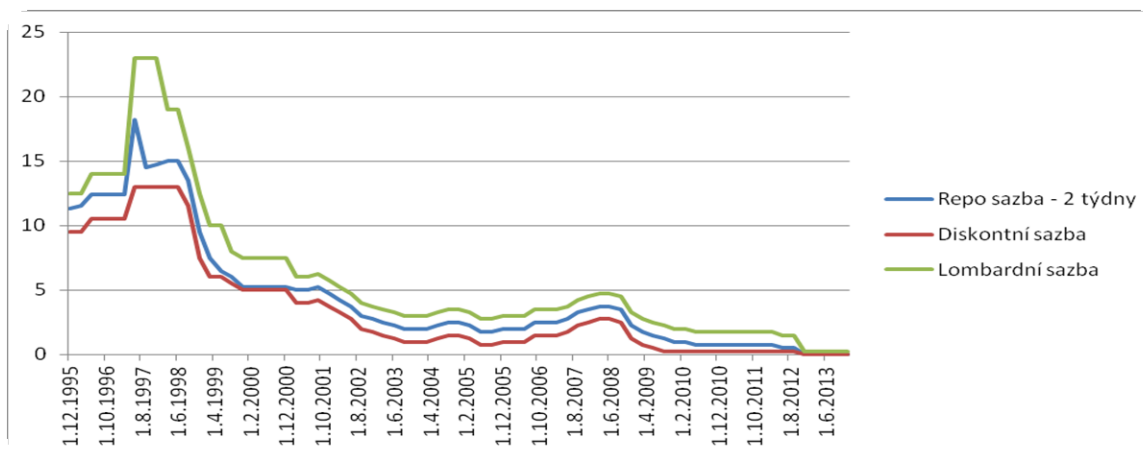
První variantou jsou takzvané depozitní facility. Banky mají nárok na provedení bezhotovostního platebního styku nejpozději 15 minut před uzavěrkou účetního dne systému

CERTIS<sup>2</sup>. Minimální částka činí 10 mil. Kč. Pokud je částka nad touto hranicí, je přijata bez dalších omezení. Uložená likvidita je úročena diskontní sazbou, která zpravidla představuje dolní mez pro pohyb krátkodobých úrokových sazeb na peněžním trhu. Česká národní banka má právo před samotným uzavřením obchodu podmínky obchodu měnit.

Druhou variantou jsou marginální zápůjční facility. Nárok na tyto facility mají pouze banky, které mají s Českou národní bankou uzavřenou rámcovou smlouvu. Banky mají nárok na přístup, pokud podají žádost nejpozději do 25 minut před uzávěrkou účetního dne systému CERTIS. Minimální objem je stejný jako v případě depozitních facility, tedy 10 mil. Kč. Veškerá vypůjčená likvidita je úročena lombardní sazbou. Tato sazba představuje horní mez pro pohyb krátkodobých úrokových sazeb na peněžním trhu. Protože v současné době mají banky vysoké devizové přebytky, není tato facility takřka vůbec využívána.

Vývoj těchto úrokových sazeb včetně vývoje 2T repo sazby zachycuje obrázek 2.1.

**Obr. 2.1 Vývoj úrokových sazeb (v %) <sup>3</sup>**



*Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z databáze časových řad ARAD*

Devizové intervence jsou nástrojem měnové politiky, jejichž hlavním cílem je ovlivnit vývoj měnového kursu domácí měny, nikoliv změna rezerv bank ani krátkodobé úrokové míry. Tento nástroj je využíván v kursovém transmisním mechanismu. Kursové intervence lze provádět dvěma způsoby. Nepřímé intervence centrální banky spočívají ve změnách úrokových sazeb a jejich dopad závisí na úrokovém diferenciálu<sup>4</sup>. Zatímco přímé intervence spočívají v nákupu či prodeji cizí měny za měnu domácí. V důsledku toho se následovně mění

<sup>2</sup> CERTIS - Czech Express Real Time Interbank Gross Settlement systém. Jedná se o mezibankovní systém pro provádění platebního styku v České republice prováděný v českých korunách.

<sup>3</sup> <http://www.cnb.cz/docs/ARADY/HTML/index.htm>

<sup>4</sup> Rozdíl mezi domácí a zahraniční úrokovou mírou

nejen nabídka zahraniční měny a devizový kurz, ale i rezervy obchodních bank, měnová báze a peněžní zásoba. Přestože devizové intervence nejsou v režimu cílování inflace běžně používaným měnověpolitickým nástrojem, mohou nastat situace, kdy je jejich využití nezbytné. Takovou situací je snížení měnověpolitických úrokových sazeb na tzv. „technickou nulu“. V této situaci se Česká národní banka ocitla na podzim roku 2013, kdy bankovní rada přijala kurzový závazek intervenovat na devizovém trhu na oslabení kurzu koruny tak, aby udržovala kurz koruny vůči euru poblíž hladiny 27 CZK/EUR.

Povinné minimální rezervy jsou dle zákona o České národní bance povinny vytvářet všechny banky (včetně stavebních spořitelů a družstevních záložen) a pobočky zahraničních bank, které mají v České republice bankovní licenci anebo se v České republice rozhodnou podnikat na základě tzv. jednotné licence. Tyto subjekty musí u České národní banky držet na svém účtu předem stanovený objem likvidních prostředků. V současnosti jsou tyto prostředky bank drženy na jednotlivých účtech v Zúčtovacím centru České národní banky a též na účtu pro výběry a skládání hotovosti, mají-li tento účet zřízen. Prostředky na tomto účtu jsou od roku 2001 úročeny dvoutýdenní repo sazbou a předepsaný objem povinných minimálních rezerv je ve výši 2 %. V řadě zemí byly povinné minimální rezervy buď zcela odstraněny, nebo dochází k jejich snižování.<sup>5</sup>

## 2.2 Inflace

Jak již bylo uvedeno v kapitole věnované cílům měnové politiky, hlavním a ve velké míře i jediným cílem měnové politiky je zajištění stabilní cenové hladiny. V této kapitole bude vysvětlen pojem inflace, způsoby jejího měření a její důsledky na ekonomiku.

Inflaci<sup>6</sup> lze definovat různými způsoby, ale většina ekonomů se shoduje na tom, že inflaci je možno chápat jako: „*Dlouhodobější nepřetržitý růst cenové hladiny, který je spojen s nadměrnou emisí peněz a také vede k poklesu kupní síly peněz*“. (Revenda, 2011)

Ekonomové obvykle rozlišují dva druhy inflace, a to inflaci poptávkou a nabídkovou (nákladovou). Poptávková inflace je vyvolána převahou agregátní poptávky nad agregátní nabídkou. Příčinou zvýšení agregátní poptávky může být například zvýšení spotřebních výdajů domácností, zvýšení vládních výdajů, zvýšení investic ze strany firem a jiné. Pokud je inflace vyvolána ze strany nabídky, jedná se o nabídkovou inflaci. Tato inflace je způsobena

---

<sup>5</sup> ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, *Měnověpolitické nástroje* [online]. ČNB [2014]. Dostupné z [www: http://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/mp\\_nastroje/](http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/mp_nastroje/)

<sup>6</sup> Termín „inflace“ pochází z latinského slova *inflatio*, což v překladu znamená „nafouknutí“

například zvyšováním cen vstupů tzn. růstem nákladů na práci, kapitál a přírodní zdroje, neúrodou a jinými. Dále je možné rozlišovat tyto druhy inflací:

- anticipovaná (očekávaná) – subjekty ji zakalkulují do svých rozhodování,
- neanticipovaná (neočekávaná) – ekonomické subjekty s ní nepočítají,
- plíživá – ceny rostou pomalu, míra inflace je jednociferná (do 10 %),
- pádivá – ceny rostou tempem ve výši dvou a někdy i trojciferných čísel,
- hyperinflace – ceny rostou o tisíce, desetitisíce, statisíce procent ročně.

Měření cenové hladiny je často realizováno pomocí deflátoru hrubého domácího produktu, indexu cen výrobců a indexu spotřebitelských cen. Prvním ze zmíněných způsobů je měření pomocí deflátoru HDP, jehož hlavní výhodou je jeho komplexnější povaha. Nevýhodou je čtvrtletní frekvence. Deflátor HDP porovnává současnou cenovou hladinu s cenami základního období a vypočítá se následovně

$$\text{deflátor } HDP_t = \frac{\text{nominální } HDP_t}{\text{reálný } HDP_t}, \quad (2.1)$$

kde *nominální*  $HDP_t$  vyjadřuje HDP v běžných cenách a *reálný*  $HDP_t$  je vyjádřený ve stálých cenách zvoleného základního období.

Druhým způsobem měření cenové hladiny je použití indexu cen výrobců, který ale není v takové míře používán. Tento index měří vývoj cen vstupů do výroby a je hlavně využíván k prognózování inflace. (Jurečka, 2010)

Nejčastěji je v ekonomické praxi pro vyjádření míry inflace používán index spotřebitelských cen (CPI, Consumer Price Index), někdy označován jako index životních nákladů. Samotný výpočet je založen na výběru určitého souboru (koše) zboží a služeb finální spotřeby, přičemž zboží a služby jsou členěny dle klasifikace CZ – COICOP. Tato klasifikace vychází z mezinárodní klasifikace individuální spotřeby podle účelu COICOP<sup>7</sup>, která dělí toto zboží a služby do 12 hlavních oddílů. Těmto položkám je následně přidělena váha v promile, která odpovídá podílu daného druhu spotřeby, který zastupují na celkové spotřebě domácností.<sup>8</sup> Největší váhy jsou přiděleny oddílu 4 - Bydlení, voda, energie, paliva (280,3‰), oddílu 1 - Potraviny a nealkoholické nápoje (149,8‰) a oddílu 7 - Doprava (105‰).

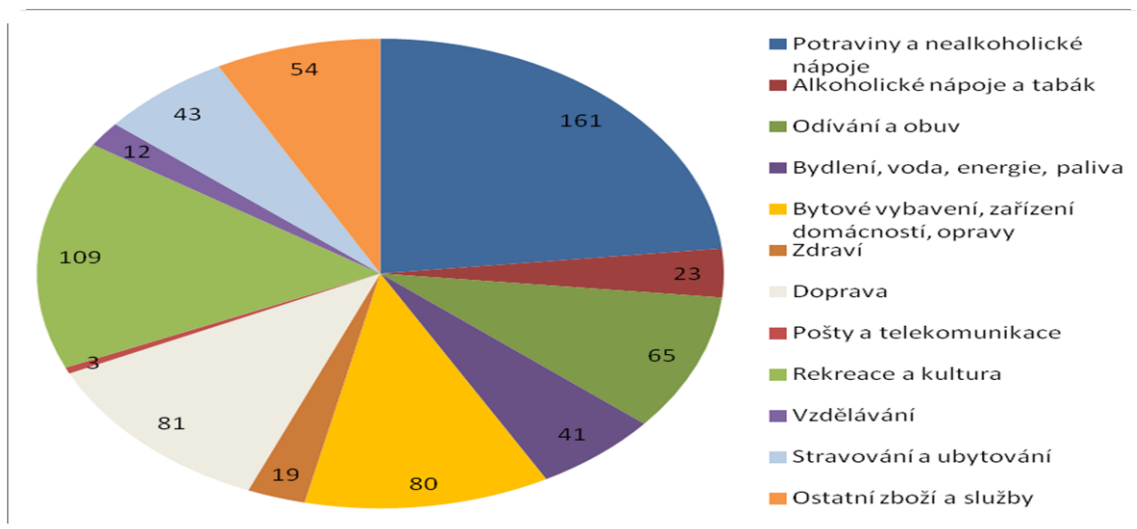
<sup>7</sup> Classification of Individual Consumption by Purpose

<sup>8</sup> ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Inflace, míra inflace – Metodika*, [online]. ČSÚ [16. 4. 2013]. Dostupné z [www: http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/kdyz\\_se\\_rekne\\_inflace\\_resp\\_mira\\_inflace](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace).



Spotřební koš je každoročně aktualizován, tudíž se počet cenových reprezentantů rok od roku mírně mění. Pro rok 2013 je celkový úhrn těchto položek v hodnotě 691. Struktura spotřebního koše i s počtem cenových reprezentantů pro rok 2013 je znázorněna v následujícím Obr. 2.2.

**Obr. 2.2 Struktura spotřebního koše včetně počtů cenových reprezentantů v jednotlivých oddílech<sup>9</sup>**



*Zdroj: vlastní zpracování na základě dat Českého statistického úřadu*

Výpočet indexu spotřebitelských cen se provádí pomocí Laspeyresova indexu, jenž vypadá následovně

$$CPI = \frac{\sum p_n q_0}{\sum p_0 q_0}, \quad (2.2)$$

kde  $p_n$  je cena zboží (služby) ve sledovaném období,  $p_0$  je cena v základním období a  $q_0$  stálá váha zboží (služby) v indexu. Váhy  $q_0$  jsou po dobu několika let stejné, protože ve struktuře výdajů domácnosti nedochází z roku rok k přílišným změnám.

Inflace je spojena s řadou negativních projevů a důsledků. V očích většiny občanů je považována především za škodlivý ekonomický jev, proti kterému je třeba bojovat. Avšak existuje i určitá úroveň inflace, která má na ekonomiku pozitivní vliv. Lze říci, že inflace má především vliv na ekonomický růst a přerozdělování důchodu ve společnosti.

<sup>9</sup> ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Indexy spotřebitelských cen (metodická příručka pro uživatele)*, [online]. Dostupný z [www: http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/isc\\_metodicka\\_prirucka/\\$File/manual\\_isc\\_2013.pdf](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/isc_metodicka_prirucka/$File/manual_isc_2013.pdf)

Pokud je inflace nízká (okolo 2 %) a stabilní, má pozitivní efekt, který může motivovat zaměstnance k vyšší produktivitě práce, protože budou očekávat pokles svých reálných mezd. Zvýšení produktivity práce povede k růstu zisků podnikatelů, a to může vést ke zvýšení mezd. Přijatelná inflace může také zvýšit dlouhodobý ekonomický růst, a to prostřednictvím zvýšení tempa růstu technického pokroku. (Kliková, Kotlán, 2006)

Při identifikaci negativních důsledků je nutné rozlišovat mezi inflací očekávanou (anticipovanou) a neočekávanou (neanticipovanou). Inflace způsobuje redistribuční náklady mezi věřiteli a dlužníky, zaměstnanci a zaměstnavateli, a také jednotlivcem a státem.

Inflace přerozděluje bohatství ve prospěch dlužníků na úkor věřitelů. Věřitelé v případě neočekávané inflace prodělávají, protože nejsou schopni promítnout budoucí růst cen do vyšších úrokových sazeb. Věřitelé uzavírají úvěrové smlouvy na pohyblivé úrokové sazby, přesto jim inflace způsobuje kapitálové ztráty. Tento efekt vzniká především z důvodu, že ne všechny tržní úrokové sazby vzrostou o plné zvýšení inflace. Inflace proto vede věřitele k tomu, že mají tendenci k uzavírání krátkodobých smluv, jejichž hlavní nevýhodou je poskytnutí menší jistoty účastníkům.

Pokud analyzujeme vztah mezi zaměstnanci a zaměstnavateli, zjistíme, že inflace může vést ke krátkodobým výchylkám v úrovni produkce. Zatímco zaměstnancům klesají reálné mzdy, zaměstnavatelé realizují prostřednictvím vyšších cen vyšší zisky a tržby. *Jak uvádí Kliková, Kotlán (2006, str. 96), „inflace může prostřednictvím redistribuce bohatství mezi zaměstnanci a zaměstnavateli vést k poklesu produktivity práce, a tedy ke snížení ekonomického růstu“.*

Ve vztahu mezi jednotlivcem a státem existuje také negativní vztah. V případě existence progresivní daňové sazby se projeví zvýšení nominálních mezd, jež bylo důsledkem inflace, v posunu příjmů do vyššího daňového pásma. V tomto případě dochází opět ke snížení produktivity práce, protože zdanění zmenší reálný důchod daného jedince.

Vysoká inflace přináší i mnoho dalších negativních důsledků. Dopadá na vysoké úrokové sazby, které stimulují příliv krátkodobého rizikového kapitálu do ekonomiky. Způsobuje přeceňovací náklady, tj. náklady na výrobu nových cenovek, jídelních lístků, uzavírání nových smluv a jiné, a také tzv. „náklady ošoupaných podrážek“, které souvisí se snahou domácností minimalizovat držbu hotovosti v době inflace, která nenese žádný úrok. Lidé dávají přednost menšímu množství hotovosti, a proto podnikají více cest do bank. (Kliková, Kotlán, 2006)

## **2.3 Strategie měnové politiky**

Centrální banka může využívat při plnění svého stanoveného cíle, kterým je zejména zabezpečení cenové stability, různé strategie a nástroje. K hlavním soudobým strategiím měnové politiky patří strategie s nominální implicitní kotvou, strategie cílování peněžní zásoby, strategie fixního devizového kurzu a strategie cílování inflace.

### **2.3.1 Strategie s nominální implicitní kotvou**

Strategie s nominální implicitní kotvou spočívá v cílování určité nominální veličiny přijaté v rámci centrální banky interně, aniž by došlo k jejímu explicitnímu vyhlášení. Hlavním předpokladem pro efektivní fungování této strategie je vysoká důvěryhodnost centrální banky. Ta umožní dosažení žádoucích změn inflace a jejího očekávání i bez explicitních cílů. Problémem může být menší transparentnost.

### **2.3.2 Strategie cílování peněžní zásoby**

Strategie cílování peněžní zásoby se soustřeďuje na zajištění optimálního tempa růstu určitého peněžního agregátu, který je na základě kvantitativní rovnice směny úměrný tempu růstu jmenovitého HDP. Vychází se z poznatku, že růst cen je v dlouhodobém horizontu ovlivňován vývojem množství peněz v oběhu. Hlavní otázkou pro samotnou centrální banku je, jaký peněžní agregát zvolit jako nejvhodnější kvůli možnosti jeho ovlivňování ze strany centrální banky a dále k jeho schopnostem předpovídat vývoj inflace. Tato strategie byla do roku 1997 využívána i Českou národní bankou, která byla orientována na vývoj peněžního agregátu M2. Ke změně režimu došlo především z důvodu měnové krize, opuštění fixního měnového kurzu a pokračující transformace ekonomiky, jež byla spojena s nabídkou nových finančních instrumentů. Tato strategie je v současnosti používána jen v méně rozvinutých zemích či zemích nezávislých na pomoci Mezinárodního měnového fondu. Asi nejvíce zmiňovaným problémem této strategie je nestabilní poptávka po penězích, při níž snaha cílit vybraný peněžní agregát pak reálnou ekonomiku paradoxně destabilizuje. Veličiny jako je inflace, úrokové míry i měnový kurz se stanou prakticky nepředvídatelnými.

### **2.3.3 Strategie fixního devizového kurzu**

V této strategii se centrální banka snaží o udržení stability nominálního měnového kursu prostřednictvím změn úrokových sazeb a přímých devizových intervencí vůči měně tzv. kotevní země. Jde o snahu „importovat“ z této země inflaci, která je nižší než v zemi domácí.

K udržení závazku daného měnového kurzu je nutné splnit určité předpoklady. Mezi tyto předpoklady patří dostatečné devizové rezervy, udržení konkurenceschopnosti a celkové důvěryhodnosti země včetně jejího institucionálního a právního rámce i politické stability. Hlavními nevýhodami jsou oslabení autonomie měnové politiky a zvýšené riziko spekulativních útoků na domácí měnu.<sup>10</sup>

#### 2.3.4 Strategie cílování inflace

Strategie cílování inflace se začala v měnové politice prosazovat v průběhu devadesátých let 20. století. Jako první začala tuto strategii používat centrální banka Nového Zélandu, a to od roku 1988<sup>11</sup>. Hlavním důvodem příklonu ostatních centrálních bank k této strategii je s velkou pravděpodobností ten, že cílování inflace sebou nepřináší tak velké problémy jako jiné zmíněné strategie.

Transmisní mechanismus uplatňovaný při cílování inflace nepoužívá zprostředkující kritérium. Právě absence zprostředkujícího kritéria je považována za klíčový rys cílování inflace. Strategii cílování inflace však nelze považovat za mechanismus fungující bez jakéhokoliv zprostředkujícího cíle. Funkci tohoto cíle plní inflační prognóza nebo podmíněná inflační prognóza. Roli operativního kritéria zastupuje krátkodobá úroková míra, která působí přímo na konečný cíl měnové politiky, kterým je v tomto případě kvantifikovaná míra inflace ve střednědobém časovém horizontu. (Polouček, 2009)

Významnými rysy této strategie jsou zejména střednědobost, využívání prognózy inflace, veřejné explicitní vyhlášení inflačního cíle či posloupnost cílů. Centrální banka dává vyhlášením inflačního cíle najevo svůj závazek. Tento cíl může být vyjádřen buď konkrétní hodnotou s určitými symetrickými odchylkami, což je případ České republiky, nebo rozpětím. Za vhodnější je považováno označení prvním uvedeným způsobem. Výše a podoba inflačního cíle by měla vycházet z ekonomických analýz a rozborů a především by měl být tento cíl vyhlášen s dostatečným předstihem.

Česká národní banka přešla k režimu cílování inflace v roce 1998 jako první z postkomunistických zemí. Tomuto přechodu předcházely především měnové turbulence, které v květnu roku 1997 vyústily v opuštění prováděné politiky pevného kurzu a souběžného cílování peněžní zásoby. V prvním období cílování inflace cílila centrální banka tzv. čistou inflaci. Následně v dubnu 2001 byla ČNB nucena přistoupit ke dvěma zásadním změnám.

---

<sup>10</sup> ČESKÁ NÁRODÍ BANKA. *Jaké jsou režimy měnové politiky?* [online]. ČNB [2003-2014]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/faq/jake\\_jsou\\_rezimy\\_menov\\_e\\_politiky.html](http://www.cnb.cz/cs/faq/jake_jsou_rezimy_menov_e_politiky.html)

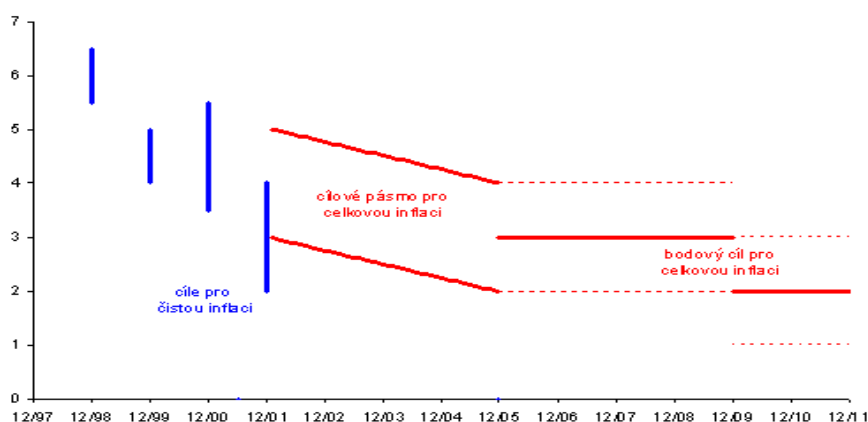
<sup>11</sup> Následovaly ho tyto země: Chile (1990), Kanada (1991), později se připojil Izrael, Velká Británie, Švédsko a další

První změna se týkala přechodu od cílování čisté inflace k cílování celkové inflace (tedy přírůstku indexu spotřebitelských cen, který je veřejností lépe vnímán). Druhá změna se týkala vyhlášení inflačního cíle, který již nebyl určen k jednomu časovému okamžiku, ale byl nahrazen průběžným (postupně klesajícím) pásmem. Od roku 2005 se Česká národní banka rozhodla sledovat tzv. bodový cíl, který byl stanoven ve výši 3 %. O dva roky později vyhlásila bankovní rada ČNB nový inflační cíl, který označila jako meziroční přírůstek indexu spotřebitelských cen ve výši 2% (s tolerančním pásmem  $\pm 1$  %) s platností od 1. ledna 2010.

Česká národní banka se zavázala, že bude jako doposud usilovat o to, aby se skutečná inflace nelišila od cíle o více než jeden procentní bod na obě strany. Tento inflační cíl je platný dodnes. (Mandel, Tomšík, 2008)

Obrázek 2.3 znázorňuje výše popsany průběh cílování inflace.

**Obr. 2.3 Inflační cíle České národní banky**



*Zdroj: Česká národní banka*

V praxi se mohou vyskytnout situace, při kterých plnění inflačních cílů není tou nejideálnější strategií. Jedná se o „*velké nárazové změny exogenních faktorů (šoky na straně nabídky), které jsou buď úplně nebo ve značné míře mimo dosah opatření měnové politiky centrální banky*“.<sup>12</sup> Tyto situace jsou označovány jako výjimky z plnění inflačních cílů. Pokud by centrální banka reagovala standardním způsobem, velmi pravděpodobně by došlo k negativnímu ovlivnění dalších důležitých makroekonomických veličin jako je hrubý domácí produkt či zaměstnanost. Proto centrální banky na externí šoky alespoň v prvotní fázi zpravidla nijak nereagují. Centrální banka využije výjimky ze svého závazku plnit inflační cíl a akceptuje způsobené přechodné odchýlení prognózy a následně i budoucí inflace od cíle.

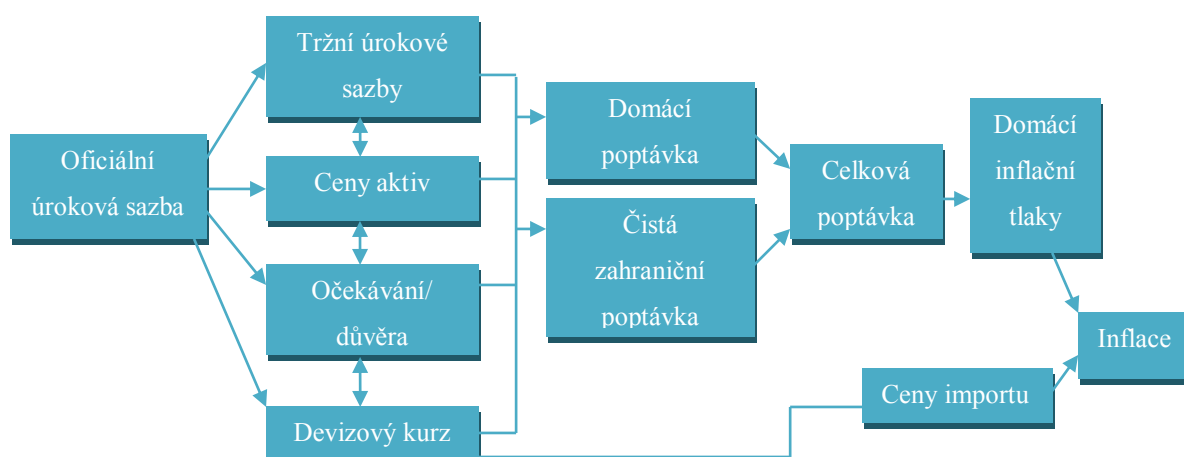
<sup>12</sup> ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Cílování inflace v ČR* [online]. ČNB [2003-2014]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/cilovani.html#vyjimky](http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/cilovani.html#vyjimky)

## 2.4 Transmisní mechanismy měnové politiky

Transmisním mechanismem měnové politiky se rozumí: „řetězec ekonomických vazeb, který umožňuje, aby změny v nastavení operačního cíle (tj. tržní krátkodobé úrokové míry) vedly k žádoucím změnám inflace“. (Jílek, 2004, str. 459) Na počátku je tedy provedena změna v nastavení operačního cíle, která následně vede ke změně chování takzvaných „zprostředkujících“ trhů, na které má nastavení operačního cíle přímý vliv. Změna chování těchto trhů pak vede přes další „zprostředkující“ trhy k dalším změnám tentokrát na tzv. cílových trzích, jejichž vývoj chce centrální banka ovlivnit.

K dosažení konečných cílů vede dlouhá cesta přes operační a zprostředkující cíle. Operačním cílem (operativním kritériem) jsou označovány ekonomické veličiny, které se snaží centrální banka kontrolovat pomocí svých nástrojů. Mezi operativní kritéria lze zařadit měnovou bázi nebo krátkodobou úrokovou sazbu. Toto kritérium musí splňovat základní podmínky, mezi něž v první řadě patří rychlá dostupnost a měřitelnost statistických dat o jeho vývoji. Dalším požadavkem je stabilita vztahů mezi samotným operativním kritériem a ostatními proměnnými v modelu. Poslední podmínkou je plná kontrolovatelnost operativního kritéria ze strany centrální banky. Zprostředkujícím cílem (zprostředkujícím kritériem) je v měnové politice buď peněžní agregát, dlouhodobá úroková sazba či úvěrový agregát. Zprostředkujícím cílem může být i jiná ekonomická veličina, musí ovšem existovat vazba mezi touto veličinou a konečným cílem. Transmisní mechanismus znázorňuje Obr. 2.4.

**Obr. 2.4 Transmisní mechanismu měnové politiky**



Zdroj: Bank of England<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Bank of England. *The transmission mechanism of monetary policy* [online]. Dostupné z: <http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/other/monetary/montrans.pdf>

Z výše uvedeného obrázku 2.4 můžeme konstatovat, že pokud centrální banka změní své oficiální úrokové sazby, ovlivní to tržní úrokové sazby. Současně lze však očekávat, že se změní i ceny aktiv, očekávání ekonomických subjektů a devizové kurzy. Změny těchto veličin se následně projeví v celkové poptávce, jež je tvořena poptávkou domácí a zahraniční. Zvýšení či snížení celkové poptávky se poté promítne v rostoucích či klesajících inflačních tlacích, které spolu s cenami importu působí na výslednou inflaci.

V literatuře se dočteme, že existuje více druhů transmisních mechanismů, z nichž každý je charakterizován specifickými operačními a zprostředkujícími cíly.

Transmisní mechanismus lze rozdělit do tří fází. V první fázi se centrální banky snaží ovlivnit tržní úrokové sazby v ekonomice pomocí svého hlavního nástroje, jímž je nastavení základních úrokových sazeb. Centrální banky současně posilují účinnost měnové politiky explicitně vyjádřeným inflačním cílem za účelem ukotvení očekávání v ekonomice. Následující druhá fáze transmisního mechanismu je mnohem zajímavější a v současné literatuře můžeme na její průběh nalézt mnoho odlišných názorů. V této fázi reaguje finanční sektor na nově nastavené krátkodobé sazby (nominální i reálné) a dochází zde k interakci všech ekonomických veličin. V literatuře je tato fáze nejčastěji členěna do tzv. kanálů měnové transmise. V poslední třetí fázi transmise dochází k interakci agregované poptávky a nabídky na trhu zboží, která se promítne do inflačního vývoje, který je pak následně porovnáván s vyhlášeným cílem měnové politiky.<sup>14</sup>

#### **2.4.1 Kanály transmisního mechanismu**

Jak bylo uvedeno ve výše uvedené podkapitole 2.4, je druhá fáze transmisního mechanismu nejčastěji členěna do „kanálů“ měnové transmise. Klasifikace kanálů transmisního mechanismu vychází ze tří teoretických hledisek. Nejvýznamnější a nejstarší je tzv. tradiční teorie, která říká, jak se změny v úrokových sazbách a následné změny kurzu přímo či nepřímo promítnou do agregované poptávky. Podle úvěrové teorie jsou problémem vyšší úrokové sazby, které prohlubují problém negativního výběru a morálního hazardu, tzn., že o úvěry si budou žádat s velikou pravděpodobností firmy, které nebudou mít v úmyslu je nikdy splatit. Proto dojde k většímu zpřísnění finančních podmínek a zpomalení nabídky úvěrů, než jaké bychom vyvozovali z tradiční teorie. Poslední zmíněnou teorií je teorie nabídková, která vychází z faktu, že vyšší nominální úrokové sazby přinášejí podnikům dodatečné náklady při nákupu vstupů výroby a faktorů produkce. Důležité je zmínit, že tyto

---

<sup>14</sup> ŠMÍDKOVÁ, Kateřina. Transmisní mechanismus měnové politiky na počátku 3. tisíciletí. *Finance a úvěr*. 2002, roč. 52, č. 5, s. 287 – 306.

tři teoretická východiska si v podstatě nekonkurují, naopak jsou často komplementární. Účinnost měnové politiky je ve druhé fázi transmise odvozována od úrovně fungování a vzájemné interakce pěti základních transmisních kanálů. Je možné se setkat i s dalšími druhy transmisních kanálů, ale ve většině případů se jedná spíše o určité modifikace základních kanálů.

V případě úvěrového kanálu ovlivňuje centrální banka agregátní poptávku pomocí makroekonomických nástrojů a inflaci pomocí výše úvěrů. Operačním kritériem jsou krátkodobé úrokové sazby a roli zprostředkujícího kritéria plní objem úvěrů. Pomocí těchto kritérií centrální banka ovlivňuje konečné cíle. Příkladem může být zvýšení úrokových sazeb, jejichž prostřednictvím dochází k zdražování půjček a úvěrů, které ovlivní negativně jak firmy, tak i domácnosti. To vše vede ke snížení spotřeby, výdajů a investic, které se s časovým zpožděním projeví v HDP a inflaci. Když veřejnost začne snižovat spotřebu, projeví se takzvaný substituční efekt v růstu úspor. Obrázek 2.5 ilustruje celý proces tohoto kanálu.

**Obr. 2.5 Mechanismus úvěrového kanálu měnové politiky**



*Zdroj: vlastní zpracování podle České národní banky*

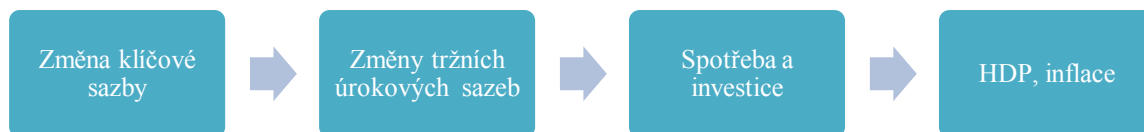
Druhým popisovaným transmisním kanálem je kanál úrokových sazeb, který je považován za hlavní monetární kanál. Úrokový transmisní kanál vychází ze standardní Keynesiánské teorie. Základním předpokladem jsou strnulé ceny, které se s určitým zpožděním přizpůsobují měnovým šokům. Tento kanál je rozdělen do dvou na sebe navazujících kroků, přičemž v prvním kroku se projevuje vliv zvýšení respektive snížení měnověpolitické klíčové úrokové sazby České národní banky (2T repo sazby) na zvýšení nebo snížení krátkodobých úrokových sazeb na mezibankovním trhu. Ve druhé fázi dochází ke změnám ve spotřebě a investičním chování a následně v inflačním a hospodářském vývoji. Aplikace tohoto kanálu je zachycena na příkladu expanzivní měnové politiky<sup>15</sup>, která vede centrální banky ke snížení bankovních úrokových sazeb na deposita a půjčky. Tento fakt

<sup>15</sup> Expanzivní měnovou politikou můžeme chápat zvýšení peněžní nabídky a následné snížení klíčové (nominální) úrokové sazby centrální banky. Tento proces ovšem působí i v opačném pořadí (tzv. efekt likvidity)



následně ovlivní investice firem a výdaje spotřebitelů na zboží dlouhodobé spotřeby. To vše se nakonec odrazí v celkovém produktu a cenách. Tento proces zobrazuje obrázek 2.6.

**Obr. 2.6 Mechanismus úrokového kanálu měnové politiky**



*Zdroj: vlastní zpracování podle České národní banky*

Kurzový kanál je významný především v malých otevřených ekonomikách s volně plovoucím kurzem, což je i případ české ekonomiky. Pokud dojde ke zvýšení domácích tržních úrokových sazeb, způsobí to příliv spekulativního kapitálu do ekonomiky. Kurs koruny začne posilovat v důsledku zvýšení zájmu o korunové investice, a tím dojde k posílení nominálního měnového kurzu koruny. Tato situace povede k levnějšímu dovozu. Lze konstatovat, že se zvýší dovoz a sníží vývoz. V domácí ekonomice slábne konkurenceschopnost domácích výrobců, což se začne negativně projevovat v objemech výroby. Pokles výroby se následně projeví v zaměstnanosti a výši mezd, čímž je následně ovlivněna výsledná inflace. Mechanismus je znázorněn v Obr. 2.7.

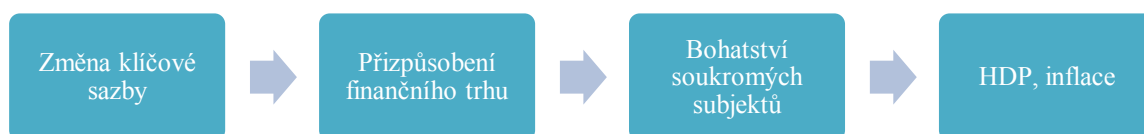
**Obr. 2.7 Mechanismus kurzového kanálu měnové politiky**



*Zdroj: vlastní zpracování podle České národní banky*

Kanál cen aktiv se dostal do popředí zájmu v souvislosti s finanční krizí. Tento kanál je někdy označován jako kanál čistého jmění či kanál bohatství. V podstatě znázorňuje vliv měnové politiky na ceny finančních (vládní a podnikové obligace a akcie) a nefinančních aktiv (ceny nemovitostí a komodit). Dle teorie tohoto kanálu vede restriktivní měnová politika, čili zvýšení úrokových sazeb k poklesu cen kapitálu a tudíž i ke snížení jeho výnosnosti. Nižší cena kapitálu se negativně projeví v samotném bohatství domácností i firem, které na tuto situaci zareagují snížením spotřeby a investic. Proto dochází k poklesu agregátní poptávky. Schéma kanálu cen aktiv je vidět na obrázku 2.8.

**Obr. 2.8 Mechanismus kanálu cen aktiv měnové politiky**



*Zdroj: vlastní zpracování podle České národní banky*

Posledním zmíněným kanálem je kanál inflačních očekávání, který může být jedním z nejmocnějších a nejrychlejších transmisních mechanismů. Inflační očekávání mohou pracovat ve prospěch centrální banky, ale také nemusí. Politická nestabilita nebo finanční krize destabilizují inflační očekávání, která tímto vlivem nefungují jako stabilizátor ekonomického vývoje. Kanál je založen na očekáváních soukromého sektoru. Dle tohoto kanálu jsou všechny veličiny ovlivněny určitými názory a domněnkami ekonomických subjektů o budoucích šocích v hospodářství, a tím jak na ně bude centrální banka reagovat. Princip tohoto kanálu spočívá vyloženě v reakci veřejnosti na určité kroky prováděné v ekonomice. Proces fungování kanálu je zobrazen na obrázku 2.9.

**Obr. 2.9 Mechanismus kanálu inflačních očekávání měnové politiky**



*Zdroj: vlastní zpracování podle České národní banky*

## **2.5 Úrokový transmisní mechanismus**

Úrokový transmisní mechanismus zahrnuje několik fází, které ukazují, zda změny provedené v krátkodobé úrokové sazbě centrální banky (2T repo sazby) ovlivní dlouhodobé úrokové sazby jednotlivých segmentů trhu. Hlavním předpokladem tohoto mechanismu je, že zvýšení dlouhodobé úrokové míry povede k útlumu investiční aktivity. Stejně tak dochází ke snížení výdajů domácností na zboží a služby dlouhodobé spotřeby. Základní struktura tohoto transmisního kanálu je znázorněna v obrázku 2.10.

**Obr. 2.10 Úrokový transmisní mechanismu**

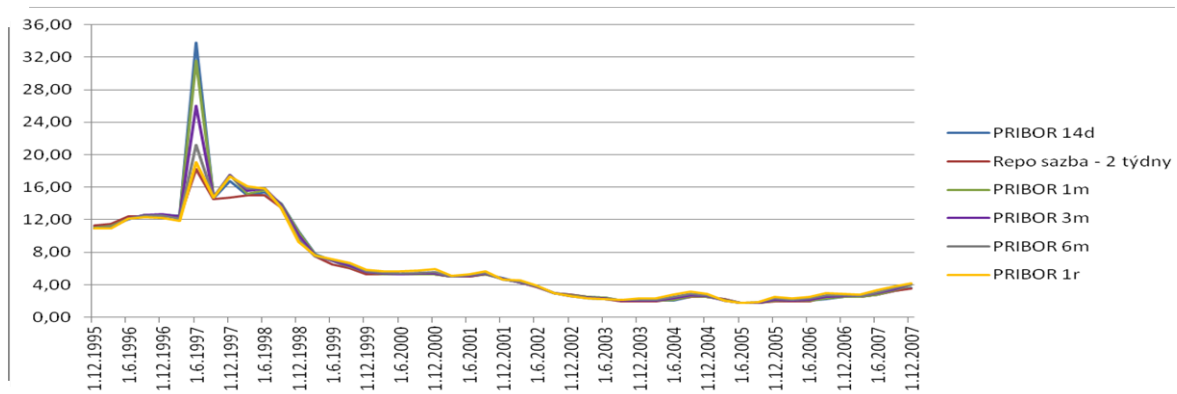


*Zdroj: vlastní zpracování dle Revenda (2011, str. 190)*

V prvé řadě je zkoumán vliv úrokové sazby centrální banky (dvoutýdenní repo sazby) na krátkodobé úrokové sazby obchodních bank. V případě snížení nebo zvýšení repo sazby reagují banky úpravou svých úrokových sazeb na mezibankovním trhu (tedy PRIBOR)<sup>16</sup>. Tyto veličiny jsou zkoumány v následující kapitole za období let 1995 – 2007 a následně za období 2008 - 2013. Počátkem je konec roku 1995, protože od tohoto roku ČNB využívá repo operace jako nástroj měnové politiky. Samotná repo sazba se dostala do pozice hlavní měnově politické úrokové sazby až v roce 1997, kdy byla přijata nová strategie měnové politiky. Touto strategií je cílování inflace, které již bylo zmíněno v podkapitole 2.3.4.

Jak uvádí dosavadní výzkumy, existuje mezi těmito veličinami silný vztah, což je dokázáno i v níže uvedeném Obr. 2.11, který zachycuje období let 1995 až 2007. Tedy období do propuknutí finanční krize.

**Obr. 2.11 Vývoj repo sazby a úrokových sazeb PRIBOR do roku 2007**



*Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z databáze časových řad ARAD*

Významný rozdíl mezi zkoumanými sazbami je typický pro rok 1997, v němž byly pohyby repo sazby i samotných úrokových sazeb na mezibankovním trhu pod vlivem domácí měnové krize. Protože by hodnoty z tohoto turbulentního období mohly razantně měnit

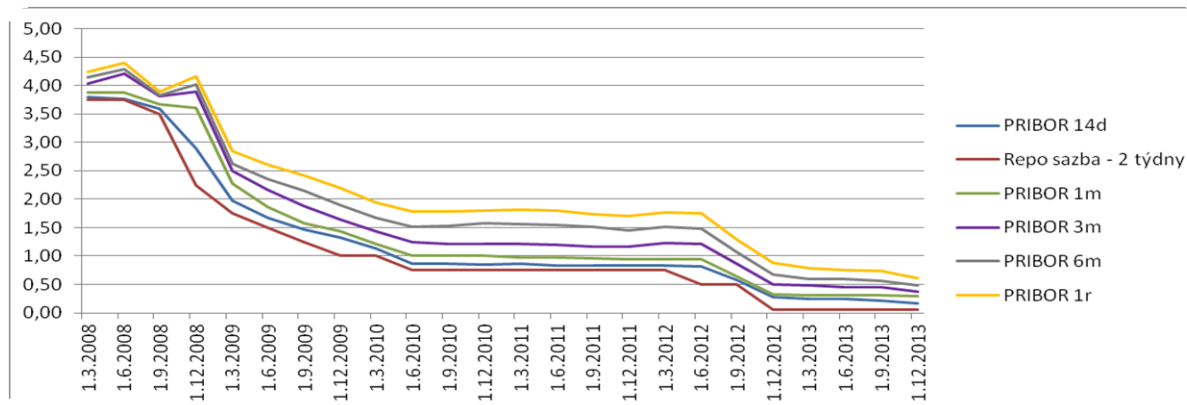
<sup>16</sup> Prague Interbank Offered Rate – referenční hodnota úrokových sazeb na trhu mezibankovních depozit, kterou fixuje kalkulační agent pro Czech Forex Club z kotací referenčních bank pro prodej depozit (offer) podle daného algoritmu

výsledky výpočtů a zkreslovat vztahy mezi těmito veličinami, byla v praktické části použita data až od roku 2000.

Od roku 1997 docházelo ke snížení repo sazby, které bylo v prvotní fázi spojováno s relativně rychlým snižováním domácí míry inflace, kdy z cca 13 % v letech 1998 až 1999 klesla na hodnotu kolem 1,5 – 2,5 %. Za dalším snižováním sazby stály obavy České národní banky, které vyplývaly z nadměrného posílení kurzu koruny vůči euru a dolaru. Toto posílení bylo založeno na prudkém poklesu hlavních úrokových sazeb ECB a FEDU. Nárůst v letech 2006 a 2007 byl spojen s očekáváním růstu inflace. (Brůna, 2009) Z výše uvedeného obrázku 2.11 vyplývá, že krátkodobá úroková sazba (PRIBOR 14 dní) mezibankovního trhu úzce kopíruje klesající trend 14denní repo sazby. V případě sazeb s delší dobou splatnosti je zřejmý vliv i dalších faktorů např. očekávanými změnami repo sazby, či změnami splatnostní prémie.

Obrázek 2.12 zachycuje vývoj repo sazby a sazeb PRIBOR po propuknutí krize.

**Obr. 2.12 Vývoj repo sazby a úrokových sazeb PRIBOR do konce roku 2013**



*Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z databáze časových řad ARAD*

Z grafu lze konstatovat, že po propuknutí finanční krize stále existuje závislost mezi referenčními úrokovými sazbami a repo sazbou. V důsledku krize lze v roce 2008 zpozorovat rostoucí trend úrokových sazeb, a v následujícím roce 2009 jejich pád. Od této chvíle docházelo k neustálému snižování výše repo sazby i ostatních úrokových sazeb. Ve sledovaném období došlo k mnoha změnám hlavní úrokové sazby, přičemž ve většině případů se jednalo o její pokles. V průběhu několika let se velikost 2T repo sazby razantně snížila na historické minimum, které k 31. 12. 2013 činilo 0,05 %. V Obr. 2.12 lze vidět i zvyšující se spread mezi jednotlivými sazbami a výší samotné repo sazby.

Důležitý je také vztah mezi krátkodobými a dlouhodobými úrokovými sazbami. Domácnosti a podniky směřují svou pozornost spíše na vývoj úrokových sazeb u dvouletých

depozitních certifikátů nebo pohyb tržních cen desetiletých státních dluhopisů aj., jež budou ovlivňovat výši spotřeby a úspor, než na vývoj krátkodobé úrokové sazby na mezibankovním trhu. *Jak uvádí (Revenda, 2012, str. 193), „zvýšení dlouhodobé úrokové míry v ekonomice povede k omezení investiční aktivity a následně ke snížení tempa ekonomického růstu, protože vzhledem k úrokové míře relativně klesá mezní efektivnost kapitálu“.*

Je nutné zmínit, že vývoj úrokových sazeb se promítá i v agregátních výdajích, které lze rozčlenit na statky pro spotřebu ( $C$ ), investice ( $I$ ), statky spotřebovávané vládou ( $G$ ) a čistý vývoz ( $NX = export - import$ ). Mezi základní faktory, jež ovlivňují citlivost jednotlivých výdajů na změny dlouhodobých úrokových sazeb, patří např. podíl nákupů předmětů dlouhodobé spotřeby na dluh, výše zadluženosti podnikatelského sektoru, daňová politika státu, citlivost pohybu měnového kurzu na pohyb úrokových sazeb a jiné.

### 3 Využití modelu vektorové autoregrese VAR při modelování ekonomických jevů

Tato kapitola bude věnována metodologii vektorového autoregresního modelu (VAR). Zaprvé bude vysvětlena stacionarita časových řad, která je pro aplikaci modelu VAR nezbytná. Pozornost bude věnována i stanovení řádu modelu VAR. Dále bude přiblížena problematika testování nesystematických složek, s čímž je spojeno testování autokorelace, normality a heteroskedasticity. V závěru třetí kapitoly bude popsána problematika testování Grangerovy kauzality a analýzy „Impuls-Reakce“.

#### 3.1 Vektorový autoregresní model

Vektorový autoregresní model je možné charakterizovat jako soubor určitých lineárních regresních rovnic, ve kterém je každá zahrnutá proměnná vyjádřena současně jako vysvětlující i vysvětlovaná veličina ve vztahu k ostatním proměnným. Dle ekonomické teorie je nutné rozlišovat proměnné na endogenní a exogenní, přičemž modely vektorových autoregresí mezi nimi nerozlišují. Lze konstatovat, že všechny proměnné zahrnuté do VAR modelu jsou náhodné, tj. mají endogenní charakter. Vyskytují-li se v modelu exogenní proměnné, jedná se obvykle o trendové či sezónní umělé proměnné. Další specifikací VAR modelu je ta, že proměnné modelu jsou provázané, mají stejný trend a jsou autokorelované. Dalším důležitým předpokladem je ten, že všechny proměnné jsou stacionární, přičemž maximální délka zpoždění je pro všechny proměnné stejná.

VAR modely nachází uplatnění při tvorbě prognóz, ale lze je využít i k testování Grangerovy kauzality, při simulaci efektů nástrojů hospodářské politiky apod. (Hušek, 2009)

Model VAR (1)<sup>17</sup> lze vyjádřit ve formě

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t. \quad (3.1)$$

Maticová forma má tvar

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{lt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \cdots & \phi_{1,1l} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \cdots & \phi_{1,2l} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{1,l1} & \phi_{1,l2} & \cdots & \phi_{1,ll} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ \vdots \\ X_{lt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ \vdots \\ a_{lt} \end{bmatrix}. \quad (3.2)$$

---

<sup>17</sup> VAR model prvního řádu (s jedním zpožděním)

Používání VAR modelů je spojováno s určitými přednostmi i nedostatky, na které je nutné brát ohled. Mezi přednosti VAR modelů patří především jejich jednoduchost při specifikaci, ve které odpadá starost o rozlišování proměnných na endogenní a exogenní. Parametry těchto modelů lze relativně jednoduše odhadnout, a to pomocí běžně používané metody nejmenších čtverců (MNČ) nebo metody zobecněných nejmenších čtverců (MZNČ). Další uváděnou výhodou je, že VAR modely umožňují testování směru Grangerovy kauzality, která slouží k zpřesňování předpovědí. I přes uvedená pozitiva je nutné na druhé straně zmínit některé nedostatky. První nevýhodou je, že VAR modely jsou zástupcem tzv. ateoretických modelů, a proto nejsou vhodné k teoretické analýze. Dalším negativem je problematické určení řádu modelu  $p$ , a to z toho důvodu, že nelze využívat běžné postupy jako např. blokové F-testy, ale je nutné aplikovat vícerozměrná informační kritéria. Ve vektorových autoregresních modelech je stacionarita dosahována pomocí diferencování. To může vést ke ztrátě informací o dlouhodobých rovnovážných vztazích mezi jednotlivými proměnnými. (Hušek, 2007)

### 3.2 Vektorový stochastický proces a jeho stacionarita

Jak uvádí (Arlt, Arltová, 2009, str. 164) je vektorový stochastický proces vyjádřen jako: „uspořádaná řada náhodných vektorů  $\{X(s, t), s \in S, t \in T: T \times S \rightarrow R^l\}$ . Pro každé  $t \in T$ , kde  $T = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ , je  $X(., t)$   $l$ -rozměrný náhodný vektor definovaný na výběrovém prostoru  $S$ . Pro každé  $s \in S$  je  $X(s, .)$  realizace  $l$ -rozměrného stochastického procesu definovaná na indexní řadě  $T$ . Realizace  $l$ -rozměrného stochastického procesu je tedy  $l$ -rozměrná časová řada“. Pro zjednodušení a zpřehlednění budeme označovat v dalším textu stochastický  $l$ -rozměrný proces jako  $\{X_t\}$  a vícerozměrné časové řady jako  $X_t$ .

V modelech VAR je jednou z podmínek stacionarita lineárních vícerozměrných časových řad. Pokud jsou v modelu dvě a více nestacionárních časových řad, může dojít ke vzniku takzvané zdánlivé regrese. U časových řad se stacionarita vyžaduje i z toho důvodu, že proměnná, která se v dlouhém období neustále odchyluje od střední hodnoty, nemůže být zkorelována s proměnnou, která se naopak pohybuje okolo střední hodnoty. Tento jev se týká hlavně makroekonomických veličin, jako je například inflace, hrubý domácí produkt a jiných. Stacionarita  $l$ -rozměrného vektorového procesu je považována za slabě stacionární, jestliže platí následující podmínky:

- $E(X_t) = \mu < \infty$  pro všechna  $t$ ,  $\mu$  je  $l$ -rozměrný vektor středních hodnot;
- $E[(X_t - \mu)(X_t - \mu)'] = \Sigma < \infty$  pro všechna  $t$ , kde  $\Sigma$  je kovarianční matice rozměru  $(l \times l)$ . Na její diagonále jsou rozptyly, mimo diagonálu kovariance náhodných veličin stochastických procesů;
- $E[(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)'] = \Gamma_k$  pro všechna  $t$  a  $k = 0, 1, \dots$ ,  $\Gamma_k$  je autokovarianční maticová funkce rozměru  $(l \times l)$ . Na diagonále jsou autokovariance náhodných veličin v čase  $t$  a zpoždění  $k$  (kovariance jednotlivých náhodných veličin v čase  $t$  a  $t-k$ ). Mimo diagonálu jsou kovariance náhodných veličin, jedna je vždy v čase  $t$  a druhá v čase  $t-k$ .

První podmínka znamená, že střední hodnoty náhodných veličin všech skalárních stochastických procesů jsou v čase neměnné. Druhá podmínka vyjadřuje, že rozptyly náhodných veličin a kovariance mezi dvojicemi náhodných veličin různých skalárních stochastických procesů jsou v čase neměnné. Třetí podmínka udává, že jednotlivé autokovariance a kovariance mezi dvojicemi náhodných veličin různých skalárních stochastických procesů jsou pouze funkcí zpoždění  $k$ , bez ohledu na čas  $t$ . (Arlt, Arltová, 2009, str. 165)

Stacionární časová řada je značena jako  $I(0)$ , v případě nestacionární časové řady je používáno označení  $I(d)$ , kde  $d$  představuje stupeň integrace. Při sestavování modelu je nejprve nutné stanovit, zda je časová řada stacionární či nikoliv. Nejjednodušší metodou posouzení je využití grafu dané časové řady, ale tato možnost není vždy přípustná. Existují totiž případy, kdy nestacionaritu časové řady tímto způsobem zjistit nelze. Z tohoto důvodu bylo vytvořeno několik testů jednotkových kořenů, mezi něž patří například Dickeyovy-Fullerovy testy, Phillipsovy-Perronovy testy nebo tzv. KPSS<sup>18</sup> testy.

Stacionarita časových řad je testována pomocí testů jednotkových kořenů, přesněji Augmented Dickey-Fullerovým testem (zkráceně ADF test).<sup>19</sup> „Pomocí tohoto testu ověříme, zda časové řady proměnných VAR modelu jsou alespoň slabě stacionární. To znamená, že jejich první a druhé momenty jsou v čase konstantní“. (Hušek, 2007, str. 257) Program Eviews nabízí pro testování stacionarity také možnost grafického výstupu. Pokud zjištěné kořeny polynomu leží uvnitř jednotkového kruhu v komplexní rovině (tj. jsou v absolutní hodnotě menší než jedna) jsou časové řady stacionárního charakteru.

<sup>18</sup> Kwiatkowski, Phillips, Schmidt a Shin

<sup>19</sup> Rozšířený Dickey-Fullerův test



Na počátku zkoumání stacionarity jsou časové řady nejprve prověřeny, zda obsahují či neobsahují určitou sezónnost. Tato sezónní složka vyjadřuje určitou pravidelně se opakující odchylku od trendové složky. Příčiny sezónního kolísání mohou být různé. Dochází k nim buď v důsledku změn jednotlivých ročních období, nebo vlivem různých společenských zvyklostí. (Hančlová, 2012) Následně jsou tyto sezónně očištěné řady převedeny na řady logaritmované, na nichž je zkoumána stacionarita. Jestliže se u logaritmovaných časových řad neprokáže stacionarita, budou převedeny na řady prvních diferencí logaritmů. Pokud ani tento postup nepovede ke stacionarizaci, použijí se 2. difference, které již výsledek obvykle zaručí.

### 3.3 Určení řádu modelu VAR

Při modelování časových řad pomocí modelu VAR je první úlohou určení řádu modelu. Vektorový autoregresní proces řádu  $p$  [VAR ( $p$ )] lze zapsat ve formě

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + a_t, \quad (3.3)$$

kde  $X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-p}$  jsou endogenní proměnné v různých zpožděních,  $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p$  jsou matice koeficientů těchto endogenních proměnných, které jsou modelem odhadovány, a  $a_t$  je  $l$ -rozměrný stochasticky proces bílého šumu.

*„Model VAR je řádu  $p$ , pokud parametrická matice  $\Phi_p$  je nenulová, tj. nenulový je alespoň jeden její prvek, a matice  $\Phi_i, i = p + 1, p + 2, \dots$  jsou nulové. Obvykle jsou přitom nenulové také parametrické matice  $\Phi_i, i = 1, 2, \dots, p - 1$ . Není ale vyloučeno, že některá z nich je nulová“.* (Arlt, Arltová, 2009, str. 202)

K určení vhodného řádu modelu VAR se používají určitá informační kritéria. Prvním zástupcem z informačních kritérií je kritérium FPE<sup>20</sup>, které navrhl Akaike (1971), a lze ho vyjádřit ve tvaru

$$FPE_{(p)} = \left[ \frac{T+lp+1}{T-lp-1} \right] |\hat{\Sigma}_a|, \quad (3.4)$$

kde  $\hat{\Sigma}_a$  je reziduální kovarianční matice modelu VAR( $p$ ).

Akaikeho informační kritérium AIC pro model VAR( $p$ ) má tvar

$$AIC_p = \ln|\hat{\Sigma}_a| + 2l(pl + 1)/T. \quad (3.5)$$

---

<sup>20</sup> Final predictor error

V praxi je také používané Hannan-Quinnovo informační kritérium, které má formu

$$HQ_{(p)} = \ln |\hat{\Sigma}_a| + 2 \ln(\ln T) [l(pl) + 1] / T. \quad (3.6)$$

Dalším kritériem je Schwarzovo kritérium (SC), které lze zapsat následujícím vzorcem jako

$$SC_p = \ln |\hat{\Sigma}_a| + \ln T [l(pl) + 1] / T. \quad (3.7)$$

Jako nejvhodnější se volí vždy model takového řádu, který minimalizuje uvedená kritéria. V praxi je někdy vhodné předem zvolit (respektive omezit) maximální délku zpoždění, bez ohledu na informační kritéria.

### 3.4 Diagnostická kontrola nesystematické složky

V rámci této podkapitoly bude popsána diagnostická kontrola modelu, která zkoumá, zda má nesystematická složka odpovídající vlastnosti procesu bílého šumu. Testuje se autokorelace, normalita a heteroskedasticita reziduí.

#### 3.4.1 Autokorelace nesystematické složky

Pro ověřování autokorelace se používá autokorelační maticová funkce  $l$ -rozměrného procesu bílého šumu, kterou lze vyjádřit jako

$$\rho_k = \begin{cases} I_l, & k = 0, \\ 0_{l \times l}, & k \neq 0. \end{cases} \quad (3.8)$$

kde  $I_m$  je  $l$ -rozměrná jednotková matice. Maticové funkce se uvažují pouze pro  $k > 0$ . Cílem je posoudit, zda má nesystematická složka charakter bílého šumu. Vychází se z řady reziduí, jež jsou získané na základě modelu VAR( $p$ )

$$\hat{a}_t = X_t - \hat{\varnothing}_0 - \hat{\varnothing}_1 X_{t-1} - \dots - \hat{\varnothing}_p X_{t-p}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (3.9)$$

Je možné použít výběrovou autokorelační maticovou funkci ve tvaru

$$r_{ak} = \hat{D}^{-1/2} C_k \hat{D}^{1/2}, \quad k = 1, 2, \dots, \quad (3.10)$$

kde

$$C_k = \hat{\Gamma}_{ak} = \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T \hat{a}_t \hat{a}'_{t-k}, \quad k = 1, 2, \dots, \quad (3.11)$$

je výběrová autokovarianční maticová funkce a  $\hat{D}$  je diagonální matice o rozměru  $(l \times l)$ , jejíž  $i$ -tý prvek odpovídá  $i$ -tému diagonálnímu prvku matice

$$C_0 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t \hat{a}'_t. \quad (3.12)$$

V praxi se často vychází z Bartlettovy aproximace odhadu směrodatné odchylky jednotlivých výběrových autokorelací a vzájemných autokorelací, tj. jednotlivých prvků výběrové autokorelační maticové funkce

$$r_k = [r_{ij,k}], \quad (3.13)$$

kde  $r_{ij,k}$  jsou výběrové vzájemné autokorelace ve zpoždění  $k$  pro  $i$ -tou a  $j$ -tou složku časové řady.  $R_{ij,k}$  je dána vztahem

$$r_{ij,k} = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (X_{it} - \bar{X}_i)(X_{jt-k} - \bar{X}_j)}{\left[ \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \sum_{t=1}^T (X_{jt} - \bar{X}_j)^2 \right]^{1/2}}, \quad k = 1, 2, \dots, \quad (3.14)$$

kde  $\bar{X}_i$  a  $\bar{X}_j$  jsou výběrové průměry odpovídajících složek časové řady. Dle Bartlettovy aproximace je možné pro prvky výběrové autokorelační funkce  $r_{ak}$  stanovit 95 % interval spolehlivosti jako  $\pm 2/\sqrt{T}$ .

Pro otestování autokorelace nesystematické složky se používá i tzv. Portmanteau test. Testuje se hypotéza, že reziduální korelační koeficienty jsou rovny nule, to znamená, že rezidua nejsou autokorelovaná, oproti alternativní hypotéze, že rezidua jsou autokorelovaná. Hypotézy vypadají následovně

$$H_0: \rho_{a1} = \rho_{a2} = \dots = \rho_{ak} = 0_{l \times l}, \quad (3.15)$$

$$H_1: \text{non } H_0. \quad (3.16)$$

### 3.4.2 Normalita nesystematické složky

Výsledky normality nesystematické složky jsou nezbytným předpokladem pro správné určení parametrů modelu VAR, ale také pro testování autokorelace a tvorbu předpovědí apod. Zásadním úkolem při testování normality modelu je zjistit, zda veličiny  $a_t$  mají normální

rozdělení, tedy Gaussovo rozdělení se střední hodnotou rovnou nule. Při testování jsou stanoveny dvě hypotézy

$$H_0: \text{rezidua mají normální rozdělení}, \quad (3.17)$$

$$H_1: \text{rezidua nemají normální rozdělení}. \quad (3.18)$$

Posouzení, zda jsou hodnoty nesystematické složky normální, lze provést pomocí Jacque-Berova testu (JB). Ten je založen na současném testování šikmosti a špičatosti reziduí

$$MJB = (MSK^2 + MKU^2), \quad (3.19)$$

kde  $MSK^2$  vyjadřuje šikmost a proměnná  $MKU^2$  vyjadřuje špičatost. Za předpokladu platnosti  $H_0$  má asymptoticky rozdělení  $\chi^2(2l)$ .

### 3.4.3 Heteroskedasticita nesystematické složky

V případě testů homoskedasticity je nutné vytvoření umělé regrese, kde vysvětlovanou proměnnou je kvadrát reziduí  $a_t^2$ . Regrese je vyjádřena následujícím vzorcem

$$a_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + u_t. \quad (3.20)$$

Testujeme hypotézu, že rezidua mají konstantní rozptyl, tedy že jsou homoskedastická.

$$H_0: \alpha_1 = 0 \text{ (homoskedasticita)}^{21}, \quad (3.21)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0 \text{ (heteroskedasticita)}^{22}. \quad (3.22)$$

Příčinou heteroskedasticity může být například chybná specifikace modelu, výskyt chyby v měření dat a jiné. Detekci heteroskedasticity lze provést pomocí jednoho z nejpoužívanějších testů, tedy Whiteova testu. Některé softwary jako je EViews nabízejí dva druhy tohoto testu. Jednou z variant je použití pomocného modelu (*with cross terms*) nebo pomocného modelu bez bilineárních členů (*without cross terms*).

<sup>21</sup> Za předpokladu homoskedasticity jsou všechny parametry u vysvětlujících proměnných nulové

<sup>22</sup> Za předpokladu heteroskedasticity nejsou všechny parametry současně nulové

### 3.5 Grangerova kauzalita

VAR modely jsou využívány k testování směru kauzální závislosti. „V ekonometrii je kauzalita chápána jako schopnost určité proměnné predikovat jinou proměnnou“. (Hušek, 2009, str. 264) Za autory konceptu kauzality jsou považováni Granger (1969) a Sims (1972). Smyslem testování kauzality je zkoumat, zda změny určité proměnné předcházejí změně jiné proměnné, nikoliv však která veličina je příčinou a která následkem.

„Granger (1969) rozpracoval poměrně jednoduchý test, pomocí kterého lze definovat jeho pojetí kauzality tak, že pro dvě stacionární proměnné  $y_t$  a  $x_t$  je např. proměnná  $x_t$  ve vztahu Grangerovy kauzality k proměnné  $y_t$ , zvyšuje-li využití zpožděných hodnot  $x_t$  jako regresorů přesnost predikce  $y_t$ . Nelepší-li zahrnutí zpožděných hodnot  $x_t$  do regrese přesnost predikce  $y_t$ , resp. nezmění-li se předpověď proměnné  $y_t$  po vynechání minulých hodnot  $x_t$ , pak  $x_t$  nepůsobí ve smyslu Grangerovy kauzality na  $y_t$ . Konkrétně za Grangerovu kauzalitu dvou simultánně závislých stacionárních časových řad označíme takový jejich vztah, kdy běžná hodnota jedné řady (proměnná  $y_t$ ) je zkorelována se zpožděnými hodnotami druhé řady (proměnná  $x_t$ ), neboli změny  $x$  předcházejí změnám  $y$ “. (Hušek, 2009, str. 264)

Testování Grangerovy kauzality je většinou založeno na lineárních VAR modelech. Pro ilustraci je použit dvourovnicový model Var ( $p$ ), bez úrovnových konstant o dvou stacionárních proměnných  $y_t$  a  $x_t$ . Model vypadá takto

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + u_{t1}, \quad (3.23)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i x_{t-i} + u_{t2}, \quad (3.24)$$

kde  $u_{t1}$  a  $u_{t2}$  jsou nezkorelované náhodné složky. V dalším kroku se testuje důsledek vynechání zpožděných hodnot proměnné  $x$  ve vzorci (3.23) a minulých hodnot proměnné  $y$  v rovnici (3.24). Je definována nulová hypotéza, která uvádí, že proměnná  $x_t$  nepodmiňuje v Grangerově pojetí proměnnou  $y_t$ . Nejprve je specifikována tzv. omezená regrese, která vyjadřuje lineární regresi proměnné  $y_t$  pouze na jejích zpožděných hodnotách následujícím vztahem

$$y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + u_{t1}. \quad (3.25)$$

Následně je specifikována lineární závislost  $y_t$  na zpožděných hodnotách proměnné  $y$  a  $x$ , která představuje neomezenou regresi a vychází z výše uvedeného vzorce (3.23).

Rovnice (3.23) a (3.25) jsou odhadnuty metodou nejmenších čtverců a výsledné součty čtverců reziduí jsou označeny  $(e'e)_N$ . Statistickou významnost je pak možné ověřit pomocí  $F$  statistiky s  $q$  a  $T - m$  stupni volnosti takto

$$F = \frac{(e'e)_0 - (e'e)_N}{q(e'e)_N} (T - m), \quad (3.26)$$

která má  $q$  a  $(T-m)$  stupňů volnosti, kde  $m=2p$  je počet odhadnutých parametrů neomezené regrese,  $q$  je počet omezení parametrů a  $T$  vyjadřuje počet pozorování.

### 3.6 Analýza „Impuls-Reakce“

V praxi se k posouzení kauzálních vztahů v rámci modelu VAR používá také analýza „Impuls-Reakce“ neboli funkce odezvy. Tato analýza *„informuje o reakci v jedné časové řadě vyvolané impulsem v jiné časové řadě v rámci systému, který obsahuje ještě další časové řady.“* (Arlt, Arltová, 2009, str. 177) Jedná se v podstatě o analýzu vztahu mezi dvěma časovými řadami ve vícerozměrném systému. Cílem této analýzy je objasnit povahu, délku a směr reakce jednotlivých časových řad na impuls v každé z nich.

„ $L$ -rozměrný stacionární model VAR (1) je popsán rovnicí

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t, \quad (3.27)$$

která má po rozepsání do maticového tvaru následující formu

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{lt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \cdots & \phi_{1,1l} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \cdots & \phi_{1,2l} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{1,l1} & \phi_{1,l2} & \cdots & \phi_{1,ll} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ \vdots \\ X_{lt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ \vdots \\ a_{lt} \end{bmatrix}. \quad (3.28)$$

V tomto modelu je  $l$ -rozměrný vektor konstant nulový. Předpokladem je, že  $a_t$  pro  $t < 0$  jsou nulové vektory a  $X_t = 0_l$  pro  $t < 0$ . Dalším předpokladem je, že v čase  $t = 0$  bude vektor  $a_t$  obsahovat jednu 1 a jinak samé nuly. Jednička znamená impuls v dané časové řadě, takže lze třeba uvažovat, že  $a_0 = (0, 1, 0, \dots, 0)$  znamená, že impuls je u řady  $X_{2t}$ . Pro  $t > 0$  bude  $a_t = 0$ . V čase  $t = 0$  potom platí

$$X_0 = \begin{bmatrix} X_{10} \\ X_{20} \\ \vdots \\ X_{l0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ \vdots \\ a_{l0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}, \quad (3.29)$$

v čase  $t = 1$

$$X_1 = \Phi_1 X_0 = \begin{bmatrix} \Phi_{1,11} & \Phi_{1,12} & \cdots & \Phi_{1,1l} \\ \Phi_{1,21} & \Phi_{1,22} & \cdots & \Phi_{1,2l} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \Phi_{1,l1} & \Phi_{1,l2} & \cdots & \Phi_{1,ll} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{1,12} \\ \Phi_{1,22} \\ \vdots \\ \Phi_{1,l2} \end{bmatrix}, \quad (3.30)$$

v čase  $t = 2$

$$X_2 = \Phi_1 X_1 = \Phi_1^2 X_0 = \begin{bmatrix} \Phi_{1,11}\Phi_{1,12} + \Phi_{1,12}\Phi_{1,22} + \cdots + \Phi_{1,1l}\Phi_{1,l2} \\ \Phi_{1,21}\Phi_{1,12} + \Phi_{1,22}\Phi_{1,22} + \cdots + \Phi_{1,2l}\Phi_{1,l2} \\ \vdots \\ \Phi_{1,l1}\Phi_{1,12} + \Phi_{1,l2}\Phi_{1,22} + \cdots + \Phi_{1,ll}\Phi_{1,l2} \end{bmatrix}. \quad (3.31)$$

Reakci ve všech procesech v čase  $t = 1$  na impuls ve druhém procesu v čase  $t = 0$  udává druhý sloupec matice  $\Phi_1$ , další reakci ve všech procesech v čase  $t = 2$  na impuls ve druhém procesu v čase  $t = 0$  udává sloupec matice  $\Phi_1^2$ . (Arlt, Arltová, 2009)

Program EViews nabízí ve svých nástrojích možnost grafického výstupu analýzy „Impuls-Reakce“. Z grafů je vždy patrné, za jak dlouho po vyvolaném šoku se systém navrátí zpět do rovnováhy. Na osu  $x$  je vynášen čas  $t$ , a na ose  $y$  je zachycena odezva  $i$ -tého procesu na jednotkový impuls v  $j$ -tém procesu.

V této kapitole byly popsány jednotlivé kroky, které budou následně použity pro modelování vazeb mezi úrokovými sazbami a inflací v české ekonomice. Nejprve bude ověřena stacionarita časových řad, která je nutným předpokladem pro používání VAR modelů. Jak budou časové řady stacionarizovány, přistoupím k volbě maximální délky zpoždění pomocí informačních kritérií. Na základě vygenerovaných hodnot informačních kritérií budou odhadnuty jednotlivé modely. Tyto modely budou následně testovány na existenci autokorelace, normality a heteroskedasticity. V závěru čtvrté kapitoly budou zkoumány vzájemné závislosti proměnných pomocí Grangerovy kauzality, analýzy „Impuls – Reakce“ a dekompozice rozptylu.

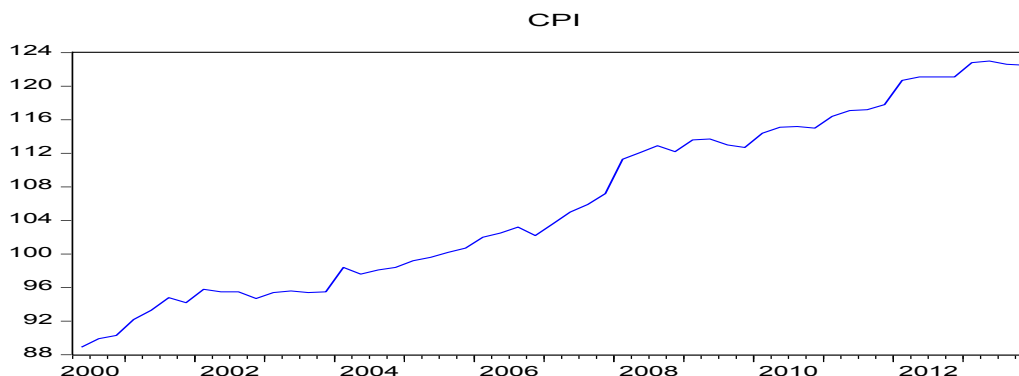
## 4 Modelování vazeb mezi úrokovými sazbami a inflací v české ekonomice

Aplikační část diplomové práce bude zaměřena na modelování vazeb mezi úrokovými sazbami a inflací. V rámci analýzy budou využity časové řady indexu spotřebitelských cen, hrubého domácího produktu, sazby PRIBOR a dlouhodobé sazby. Sazba REPO bude využita z důvodu porovnání vztahu s mezibankovní sazbou PRIBOR se splatností 3 měsíce. Pro model budou použita čtvrtletní data za období od druhého čtvrtletí roku 2000 do čtvrtého čtvrtletí roku 2013 včetně. Data byla získána z oficiálních stránek Českého statistického úřadu a veřejné databáze časových řad ARAD, jenž je součástí informačního systému České národní banky. Do modelu budou zahrnuta data od 2. čtvrtletí roku 2000 s ohledem na dostupnost údajů o dlouhodobé úrokové sazbě. Výpočty budou prováděny v programu EViews 7.

### 4.1 Analýza vstupních časových řad

Vývoj cenové hladiny je posuzován pomocí indexu spotřebitelských cen, který je sledován na spotřebních koších. Tyto koše jsou složeny z vybraných druhů zboží a služeb, tzv. cenových reprezentantů. V současnosti je využíván spotřební koš, který obsahuje 691 reprezentantů ve dvanácti základních oddílech. Podrobná struktura spotřebního koše již byla zmíněna v podkapitole 2.2. Index spotřebitelských cen je v této práci uveden ve formě bazického indexu spotřebitelských cen k základnímu období (tzv. bázi, která je představována 100%), které je stanoveno pro rok 2005. Vývoj časové řady CPI, je zobrazen v obrázku 4.1. Dále je tato časová řada označena jako CPI.

**Obr. 4.1 Index spotřebitelských cen v ČR (Q2 2000 – Q4 2013, 2005=100)**



*Zdroj: vlastní zpracování na základě dat Českého statistického úřadu<sup>23</sup>*

<sup>23</sup> [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/isc\\_cr](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/isc_cr)



Z Obr. 4.1 je vidět rostoucí CPI po celé sledované období. Dlouhodobý růst je spojen se zvyšujícími se cenami zboží a služeb, ale i určitými státními zásahy do české ekonomiky v podobě zavádění nových daní, popřípadě jejich zvyšování.

Za indikátor sazeb mezibankovního trhu je zvolena úroková sazba PRIBOR. Výpočet PRIBORU, tzv. fixing, je prováděn každý pracovní den pro několik splatností (1 den, 1 a 2 týdny, 1, 2, 3, 6 a 9 měsíců a 1 rok). Výpočet se řídí určitými pravidly České národní banky, které stanovují, že výsledné sazby jsou získány jako matematický aritmetický průměr sazeb referenčních bank pro prodej mezibankovních depozit v českých korunách zaokrouhlených na dvě desetinná místa. Sazby jsou zveřejňovány společně s kotacemi jednotlivých referenčních bank bezprostředně po ukončení procedury výpočtu. Na stránkách ČNB jsou dostupné vždy po 13. hodině. Pro tento model je vybrána sazba PRIBOR se splatností 3 měsíce, jejíž data jsou získána jako měsíční průměry.<sup>24</sup>

Dlouhodobá úroková míra je představována výnosem 10-ti letého státního dluhopisu pro konvergenční účely. Česká republika se v roce 2004 stala členem Evropské unie, ale aby se mohla stát členem eurozóny, musí dosáhnout určitého stupně konvergence. Tento stupeň je posuzován na základě plnění Maastrichtských kritérií<sup>25</sup>. Jedno z těchto kritérií se týká úrovně dlouhodobých úrokových sazeb. Toto kritérium je stanoveno tak, že průměrná dlouhodobá nominální úroková sazba členského státu EU v průběhu jednoho roku nepřekročí o více než 2 procentní body průměrnou úrokovou sazbu tří členských států, které dosáhly nejlepších výsledků v oblasti cenové stability. Je důležité zmínit, že z pohledu České republiky je toto kritérium dlouhodobě plněno. Data této proměnné jsou získána v měsíčních průměrech.

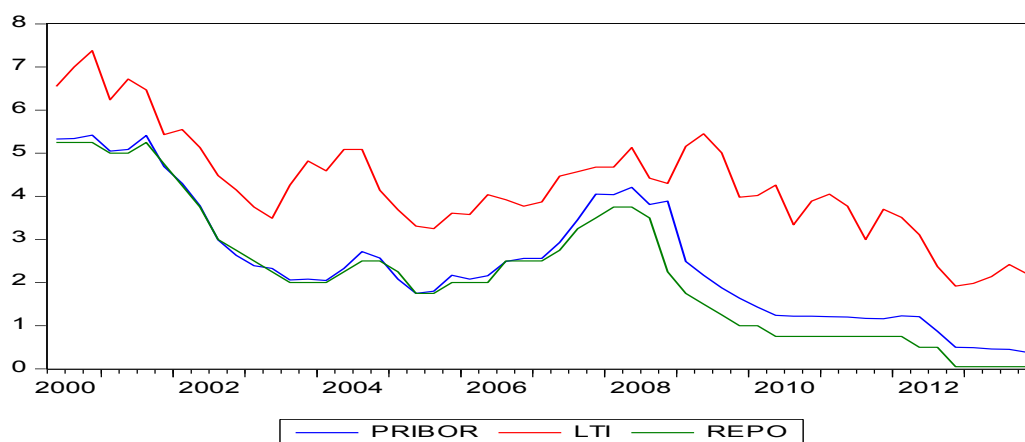
Jako další proměnná z úrokových sazeb je použita úroková sazba vyhlášená Českou národní bankou, která tuto sazbu využívá k regulaci množství peněz v oběhu či při repo operacích. Protože základní doba trvání repo operací je stanovena na 14 dní, tak je tato klíčová dvoutýdenní sazba ČNB dále označovaná jako REPO sazba. Tato sazba je zjištěna jako měsíční průměr. Pro lepší znázornění vývoje jednotlivých úrokových sazeb, tudíž i jejich vztahu, je vytvořen společný Obr. 4.2.

---

<sup>24</sup> ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Věstník ČNB: Pravidla pro referenční banky a výpočet (fixing) referenčních úrokových sazeb (PRIBOR a PRIBID)* [online]. ČNB [15. 8. 2013]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/legislativa/vestnik/2013/download/v\\_2013\\_06\\_20613610.pdf](http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/legislativa/vestnik/2013/download/v_2013_06_20613610.pdf)

<sup>25</sup> Maastrichtská kritéria jsou celkem 4: kritérium cenové stability, kritérium stavu veřejných financí, kritérium účasti v mechanismu směnných kurzů a kritérium konvergence úrokových sazeb

**Obr. 4.2 Vývoj úrokových sazeb PRIBOR, LTI a REPO v ČR (Q2 2000 – Q4 2013)**



*Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z databáze časových řad ARAD<sup>26</sup>*

Časová řada PRIBOR vykazuje převážně klesající trend, který byl v období od poloviny roku 2005 do poloviny 2008 vystřídán rostoucím trendem. Důvodem tohoto výkyvu byla nastupující finanční krize. Kdybychom udělali historický exkurz, zjistili bychom, že v minulosti dosahovaly mezibankovní sazby hodnot přesahujících 10% hranici, což bylo typické především v dobách před rokem 1999.

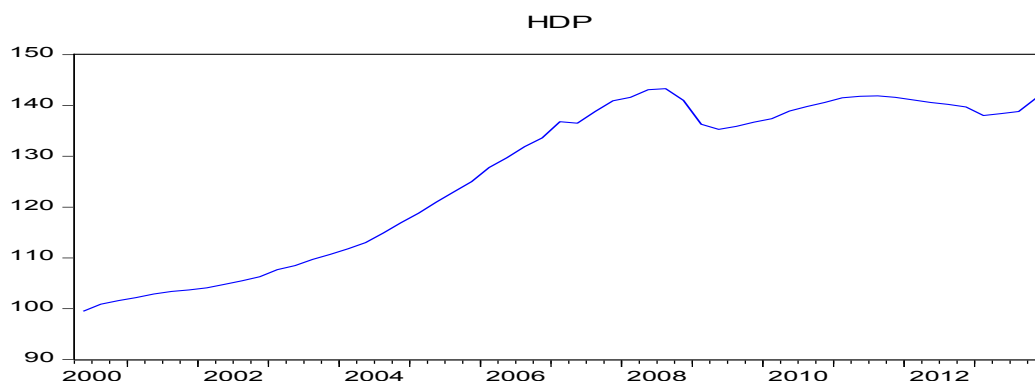
Dlouhodobá úroková sazba, která je vyjádřena výnosem 10-ti letého státního dluhopisu, má podobný vývoj jako sazba předcházející. Mezi těmito sazbami lze zpozorovat určitou závislost, protože v případě růstu PRIBOR roste i dlouhodobá sazba.

Z průběhu časové řady REPO vyplývá, že v daných letech docházelo k postupnému snižování repo sazby kromě období let 2005 až 2008, které je typické mírným růstem z důvodu nastupující finanční krize. Z výše 5,25 % z roku 2000 klesla v průběhu let repo sazba na své historické minimum ve výši 0,05 %. Na svá minima poklesly i hodnoty diskontní a lombardní sazby. Dle zjištěných informací, budou tyto hodnoty úrokových sazeb drženy na dané úrovni tak dlouho, jak bude potřeba. Protože úrokové sazby nelze snížit do záporných hodnot, bylo na podzim roku 2012 ČNB vydáno prohlášení o použití i ostatní měnových nástrojů, které by v daném případě mohly dále uvolnit měnovou politiku.

Výkonnost ekonomiky je vyjádřena pomocí hrubého domácího produktu (HDP), jehož vývoj je zobrazen v Obr. 4.3. Čtvrtletní časová řada byla získána z databáze ARAD jako index (roku 2000 = 100). Tato řada byla stažena již jako sezónně očištěná.

<sup>26</sup> [http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.STROM\\_DRILL?p\\_strid=0&p\\_lang=CS](http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.STROM_DRILL?p_strid=0&p_lang=CS)

**Obr. 4.3 Vývoj reálného HDP v ČR (Q2 2000 – Q4 2013, 2000=100)**



Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z databáze časových řad ARAD<sup>27</sup>

Růst české ekonomiky je zaznamenán přibližně do roku 2008, a to díky příznivé ekonomické situaci v zemi, ale i hospodářské situaci našich významných obchodních partnerů, mezi které lze zařadit například sousední Německo. V roce 2008 se většina zemí EU dostala do recese, což negativně ovlivnilo i hospodářství České republiky v následujícím roce 2009, kdy byla úroveň domácí ekonomické aktivity výrazně sražena dolů. K oživení růstu HDP došlo až začátkem roku 2010, kdy začaly postupně odeznívat dopady globální ekonomické krize. V letech 2012 a 2013 je prokázán mírný pokles úrovně hrubého domácího produktu, který je ale ve čtvrtém čtvrtletí roku 2013 vystřídán růstem. Tento růst je s velikou pravděpodobností spojen s listopadovým rozhodnutím České národní banky o používání devizového kurzu jako dalšího měnového nástroje.

Deskriptivní statistika všech proměnných je zobrazena v následující tabulce 4.1.

**Tab. 4.1 Souhrnná deskriptivní statistika proměnných**

	CPI	REPO	PRIBOR	LTÍ	HDP
MEAN	106,1545	2,2409	2,5131	4,2709	801290,7
MEDIAN	103,9000	2,0000	2,1700	4,1400	853076,0
MAXIMUM	123,2000	5,2500	5,4200	7,3800	914770,0
MINIMUM	89,3000	0,0500	0,3800	1,9200	625324,0
STD.DEV	10,5156	1,5385	1,4400	1,2410	100958,7
SKEWNESS	0,1333	0,4914	0,5729	0,3777	-0,4277
KURTOSIS	1,6159	2,3604	2,3786	3,1045	1,5095
JARGUE-BERA	4,5528	3,1504	3,8939	1,3324	6,7679
PROBABILITY	0,1027	0,2069	0,1427	0,5136	0,0339
OBSERVATIONS	55	55	55	55	55

Zdroj: vlastní zpracování v EViews

<sup>27</sup>[http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.VYSTUP?p\\_period=3&p\\_sort=1&p\\_des=50&p\\_sestuid=10056&p\\_uka=1&p\\_strid=CAABBA&p\\_od=200001&p\\_do=201312&p\\_lang=CS&p\\_format=0&p\\_decsep=%2C](http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.VYSTUP?p_period=3&p_sort=1&p_des=50&p_sestuid=10056&p_uka=1&p_strid=CAABBA&p_od=200001&p_do=201312&p_lang=CS&p_format=0&p_decsep=%2C)

#### 4.1.1 Testy stacionarity

Prvním krokem k úspěšnému sestavení modelu je očištění řad od sezónnosti, jenž byla zjištěna u proměnné CPI. Časová řada HDP byla získána již jako sezónně očištěná. K odstranění sezónnosti jsou používány určité metody, které jsou součástí daných softwarů používaných v ekonometrických a statistických výzkumech. Pro očištění od nežádoucích složek byla v této diplomové práci vybrána metoda Tramo/Seats, která je používána k očišťování i Českým statistickým úřadem. Průběh sezónně očištěné časové řady *CPI\_SA* je znázorněn v příloze č. 1.

Základním předpokladem pro využití VAR modelů je stacionarita všech časových řad. Pro ověřování stacionarity je použit rozšířený Dickey-Fullerův test (ADF test) jednotkových kořenů s konstantou, který testuje 2 možné hypotézy. Nulová hypotéza říká, že jednotkový kořen existuje, tzn., že časová řada je nestacionární. Opakem je hypotéza alternativní, která říká, že testovaná časová řada je stacionární. Aby mohla být stacionarita ověřena, je potřeba nejprve převést sezónně očištěné časové řady na logaritmy. Tyto řady jsou následně otestovány na stacionaritu. Průběh zlogaritmovaných časových řad znázorňuje příloha č. 2.

Následně byly zlogaritmované časové řady přepočteny na jejich první difference. Pro ověření stacionárnosti těchto řad byl opět využit ADF test jednotkových kořenů, tentokrát bez úrovnové konstanty. V tabulce 4.2 jsou uvedeny výsledky ADF testů jak pro úrovně, tak pro první difference logaritmů, přičemž podrobný přehled výsledků je obsahem přílohy č. 3., č. 4. a č. 5.

**Tab. 4.2 ADF testy proměnných**

Proměnná	p-value: úrovní	Proměnná	p-value: dif-log
L_CPI_SA	0,9574	D_L_CPI_SA	0,0293
L_HDP	0,6258	D_L_HDP	0,0049
L_LTI	0,4680	D_L_LTI	0,0000
L_PRIBOR	0,4129	D_L_PRIBOR	0,0001
L_REPO	0,3725	D_L_REPO	0,0000

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Z výše uvedené Tab. 4.2 vyplývá, že všechny časové řady v úrovních jsou nestacionárního charakteru. Ze zjištěných výsledků ADF testů pro transformované časové řady vyplývá, že vytvoření diferencí logaritmů původních dat pomohlo časové řady na 5 %

hladině významnosti (i na 1% hladině významnosti s výjimkou časové řady  $D\_L\_CPI\_SA$ ) stacionarizovat.

## 4.2 Účinnost operativního kritéria

Protože REPO sazba nebude zahrnuta do modelu, bude v této podkapitole alespoň ověřen její vztah s mezibankovní sazbou PRIBOR se splatností 3 měsíce. Jak již bylo uvedeno v metodologické části, konkrétně podkapitole 2.5 této diplomové práce, měl by mezi těmito sazbami existovat významný vztah. Z Obr. 2.11 a Obr. 2.12 v podkapitole 2.5 je vidět, že vývoj obou sazeb (REPO a PRIBOR) je v čase dosti podobný, což potvrzuje i zjištěný korelační koeficient, jehož hodnota činí 0,986<sup>28</sup>. V programu EViews bylo dosaženo obdobného výsledku. Korelační koeficient nabývá hodnot ve stanoveném intervalu  $<-1, 1>$ . Jelikož se zjištěná hodnota blíží hodnotě 1, můžeme konstatovat, že mezi těmito dvěma proměnnými je významná pozitivní závislost.

## 4.3 Analýza VAR modelu

Poté co byla ověřena stacionarita, můžeme všechny časové řady zahrnout do modelu vektorových autoregresí. Pomocí tohoto modelu zkoumáme vzájemný vztah mezi zvolenými proměnnými a porovnáváme jejich závislost či nezávislost v různých časových zpožděních. Model je složen ze čtyř endogenních proměnných, konkrétně se jedná o  $D\_L\_PRIBOR$ ,  $D\_L\_LTI$ ,  $D\_L\_HDP$  a  $D\_L\_CPI\_SA$ . To znamená, že je odhadován čtyřrovníkový model VAR.

Hlavním cílem úrokového transmisního mechanismu je dosažení určité úrovně inflace, popřípadě jiného konečného cíle zahrnovaného do tohoto mechanismu. Z tohoto důvodu je zde zahrnuta proměnná reálného HDP, protože ekonomický růst bývá nejčastěji považován za druhý hlavní cíl centrálních bank. Navíc mezi těmito cíly neexistuje žádný rozpor, protože v delším časovém horizontu je ekonomický růst podporován stabilní cenovou hladinou.

Mezi těmito proměnnými existují určité vztahy, proto lze už předem očekávat, jaká znaménka by měly zjištěné hodnoty obsahovat. Základním předpokladem je, že růst úrokové sazby vede ke snížení inflace, proto by měl  $D\_L\_PRIBOR$  nepřímo úměrně ovlivňovat  $D\_L\_CPI\_SA$ . Vyšší úroková sazba a stabilní cenová hladina by měly podpořit ekonomický růst, tzn., že časová řada  $D\_L\_HDP$  by se měla vyvíjet stejným směrem jako  $D\_L\_PRIBOR$ , ale opačně než proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$ .

---

<sup>28</sup> Korelační koeficient byl zjištěn v Microsoft Office Excel 2007 pomocí Pearsonova testu a pro kontrolu i pomocí funkce CORREL

Jak uvádí (Mandel, Tomšík, 2008) vztah úrokové sazby a inflace není zcela jednoznačný. Zvýšení úrokové sazby vede k poklesu inflace, pokud to způsobí příliv zahraničního kapitálu a následné zhodnocení domácí měny, nebo pokud v důsledku růstu dojde k poklesu poptávky po úvěrech, což povede k poklesu agregátní poptávky (*AD*). S růstem úrokové sazby dochází k poklesu inflačních očekávání, což působí na snížení inflace. Růst úrokové sazby je dále spojován s poklesem cen akcií, což vyvolá pokles bohatství domácností, a následně i omezení jejich spotřeby. Avšak existují i kanály, kde růst úrokové sazby působí na růst inflace. Takovým příkladem může být zvýšení úrokových nákladů firem. Zvýšení úrokové sazby má dále za následek pokles investic (*I*). Ten nejprve způsobí snížení agregátní nabídky v dlouhém období (*LAS*) a dále zhorší mezinárodní konkurenceschopnost, se kterou je spojeno i znehodnocení domácí měny. Konečným důsledkem v obou případech je zvýšení inflace.

Dalším krokem při specifikaci VAR modelu je volba maximální délky zpoždění. Z hlediska přesnosti popisu modelovaných vztahů by měl být počet zpoždění zvolen co nejvyšší, aby mohla být odstraněna autokorelace náhodných složek. Volba maximální délky zpoždění je založena na výsledných hodnotách informačních kritérií. Ve studiích zabývajících se VAR modely pro Českou republiku, které jsou založené na čtvrtletní frekvenci dat, jsou nejčastěji voleny VAR modely s jedním, či dvěma zpožděními. V této práci jsou porovnány VAR modely na základě zjištěných výstupů z programu EViews.

#### 4.3.1 Vektorový autoregresní model řádu P

Z upravených časových řad čtyř proměnných bude následně zkonstruován model VAR. Z důvodu malého počtu pozorování jsem předpokládala, že bude zkonstruován model s jedním zpožděním, což potvrdila i všechna vygenerovaná informační kritéria, která jsou znázorněna v tabulce 4.3.

**Tab. 4.3 Informační kritéria pro VAR (1) – VAR (4)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	421,0868	NA	6,68e-13	-16,6834	-16,5305	-16,6252
1	452,5039	56,5508	3,61e-13*	-17,3001*	-16,5353*	-17,0089*
2	463,7434	18,4326	4,43e-13	-17,1097	-15,7331	-16,5855
3	473,5373	14,4949	5,87e-13	-16,8614	-14,8729	-16,1043
4	497,6352	27,8493*	5,10e-13	-17,0654	-14,4651	-16,0752

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Po provedení odhadu modelu VAR s jedním zpožděním bylo zjištěno, že proměnná  $D\_L\_LTI$  je v tomto modelu statisticky nevýznamná. Proto byla z modelu odstraněna. Výsledky statistické významnosti parametrů jednotlivých zpožděných v rovnici  $D\_L\_LTI$  zachycuje následující tabulka 4.4.

**Tab. 4.4 Odhad parametrů proměnné  $D\_L\_LTI$**

Proměnná	Coefficient	t-statistic	Probability	R-squared
$D\_L\_CPI\_SA$	1,4805	0,4751	0,6353	0,0296
$D\_L\_HDP$	1,7655	0,8986	0,3700	Adjusted R-squared
$D\_L\_LTI$	0,0566	0,3610	0,7185	-0,0513
$D\_L\_PRIBOR$	-0,0468	-0,3132	0,7545	Prob(F-statistic)
C	-0,0434	-1,4722	0,1426	0,8319

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Po odstranění proměnné  $D\_L\_LTI$  bylo opět nutné určit maximální počet zpoždění, tentokrát pro model o třech proměnných. Tab. 4.5 zachycuje výsledky informačních kritérií.

**Tab. 4.5 Nová informační kritéria pro VAR(1) – VAR(4)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	381,2837	NA	5,38e-11	-15,1314	-15,0166	-15,0877
1	406,3861	46,1884*	2,83e-11*	-15,7754*	-15,3166*	-15,6007*
2	411,1937	8,2691	3,36e-11	-15,6076	-14,8047	-15,3019
3	418,4580	11,6229	3,64e-11	-15,5383	-14,3911	-15,1015
4	427,9195	14,0031	3,65e-11	-15,5568	-14,0654	-14,9888

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Všechna informační kritéria uvedená v Tab. 4.5 se jednorázově shodla na výběru VAR(1), tedy modelu s jedním zpožděním. Následně byl odhadnut<sup>29</sup> pouze třírovnicový model typu VAR(1) za období od 2Q/2000 do 4Q/2013. Pro každou rovnici je zároveň zpracována tabulka s koeficienty, jejich statistickou významností a jinými charakteristikami, které jsou pro určení modelu potřebné.

$$D\_L\_CPI\_SA_t = C(1)D\_L\_CPI\_SA_{t-1} + C(2)D\_L\_HDP_{t-1} + C(3)D\_L\_PRIBOR_{t-1} + C(4) \quad (4.1)$$

<sup>29</sup> Odhad pomocí Metody nejmenších čtverců (MNC)

**Tab. 4.6 Odhad D\_L\_CPI\_SA v modelu VAR(1)**

Proměnná	Koeficient	T-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA (C1)	0,2595	1,9218	0,0466	0,1367
D_L_HDP (C2)	0,0594	0,7038	0,4827	Durbin-Watson
D_L_PRIBOR (C3)	0,0083	1,3534	0,1780	2,0982
C (C4)	0,0043	3,3490	0,0010	Prob(F-statistic)
				0,0167

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Z výstupu získaného v programu EViews můžeme vyčíst, že proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$  je ovlivněna sama sebou v prvním zpoždění ( $Coefficient = 0,2595$ ). Tento parametr je statisticky významný na 5 % hladině významnosti. Z výstupu dále vyplývá slabá závislost na  $D\_L\_HDP$  v prvním zpoždění ( $Coefficient = 0,0594$ ) a velmi slabá závislost  $D\_L\_CPI\_SA$  na krátkodobé tržní sazbě ( $Coefficient = 0,0083$ ), přičemž ani u jedné z těchto hodnot nebyla prokázána významnost na stanovené hladině významnosti 5 %. Dílčí F-test prokázal statistickou významnost. Hodnota upraveného koeficientu determinace naznačuje, že regresí je vysvětleno pouze 13,67 %  $D\_L\_CPI\_SA$ .

$$D\_L\_HDP_t = C(5)D\_L\_CPI\_SA_{t-1} + C(6)D\_L\_HDP_{t-1} + C(7)D\_L\_PRIBOR_{t-1} + C(8) \quad (4.2)$$

**Tab. 4.7 Odhad D\_L\_HDP v modelu VAR(1)**

Proměnná	Koeficient	T-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA (C5)	-0,2324	-1,2588	0,2101	0,4406
D_L_HDP (C6)	0,5992	5,1927	0,0000	Durbin-Watson
D_L_PRIBOR (C7)	0,0153	1,8258	0,0699	2,1463
C (C8)	0,0045	2,5353	0,0123	Prob(F-statistic)
				0,0000

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Z výše uvedené rovnice (4.2) a Tab. 4.7 lze konstatovat, že hrubý domácí produkt závisí relativně silně v prvním zpoždění sám na sobě ( $Coefficient = 0,5992$ ), přičemž tento koeficient je statisticky významný na stanovené 5 % hladině významnosti. Dokonce i na 1 % hladině významnosti. Proměnná  $D\_L\_HDP$  závisí nepřímo úměrně na koeficientu  $D\_L\_CPI\_SA$  ( $Coefficient = -0,2324$ ). V případě  $D\_L\_PRIBOR$  je závislost opět velmi slabá, ale je statisticky významná na 10 % hladině významnosti. Z analýzy vyplývá, že hrubý



domácí produkt relativně silně závisí pouze sám na své zpožděné hodnotě. Rovnice  $D\_L\_HDP$  je pomocí regrese vysvětlena až 44,06 %.

$$D\_L\_PRIBOR_t = C(9)D\_L\_CPI\_SA_{t-1} + C(10)D\_L\_HDP_{t-1} + C(11)D\_L\_PRIBOR_{t-1} - C(12) \quad (4.3)$$

**Tab. 4.8 Odhad  $D\_L\_PRIBOR$  v modelu VAR(1)**

Proměnná	Koeficient	T-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA (C9)	7,7593	2,5996	0,0103	0,2675
D_L_HDP (C10)	2,9047	1,5572	0,1216	Durbin-Watson
D_L_PRIBOR (C11)	0,2010	1,4831	0,1402	1,8381
C (C12)	-0,1064	-3,7154	0,0003	Prob(F-statistic)
				0,0004

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Proměnná  $D\_L\_PRIBOR$  je ovlivněna  $D\_L\_CPI\_SA$  (*Coefficient* = 7,7593), který je statisticky významný na stanovené 5 % hladině významnosti. Zbylé dvě proměnné, které jsou do rovnice zahrnuty, jsou statisticky významné těsně nad hranicí 10 %. Dílčí F-test i v tomto případě prokázal statistickou významnost.  $D\_L\_PRIBOR$  je regresí vysvětlen 26,75 %.

Na základě výsledných hodnot Durbin-Watsona z Tab. 4.6, Tab. 4.7 a Tab. 4.8 můžeme usoudit, že by rezidua proměnných nemusela být autokorelována. Nejvíce je v tomto modelu vysvětlena proměnná  $D\_L\_HDP$ . Celkový F-test potvrzuje vhodnost modelu jako celku.

#### 4.3.2 Testy nesystematické složky modelu VAR(1)

Nesystematická složka musí být otestována, zda nevykazuje autokorelaci, heteroskedasticitu nebo má nenormální rozdělení.

Zprv je testována autokorelace, a to na základě párové reziduální autokorelační matice pro 10 období a LM testu, které jsou obsahem přílohy č. 6. Z reziduální autokorelační matice lze pozorovat, že ne všechny sloupcečky leží uvnitř tolerančních mezí. Toleranční meze přesahují hodnoty ve třetím a čtvrtém zpoždění. Proto by se u analyzovaného modelu mohl vyskytovat problém autokorelace. Avšak z provedeného LM testu autokorelace reziduí prokázána nebyla.

Na základě výstupu z EViews, který je zachycen níže na Obr. 4.4, musíme konstatovat, že rezidua zvoleného modelu VAR(1) nemají normální rozdělení. K otestování normality byl použit Jacque – Berův test, který je založen na současném testování šikmosti a špičatosti reziduí. Jediná proměnná, u které nebyla zamítnuta nulová hypotéza na 5 % hladině

významnosti, je proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$ . U zbylých dvou proměnných tato hypotéza zamítnuta byla, což svědčí o jejich nenormálním rozdělení. Z výsledků jednotlivých proměnných můžeme konstatovat, že model jako celek nemá normální rozdělení reziduí.

#### Obr. 4.4 Test normality reziduí pro model VAR(1)

System Residual Normality Tests  
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.269795	2	0.8738
2	25.01260	2	0.0000
3	19.10335	2	0.0001
Joint	44.38575	6	0.0000

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

V posledním kroku je testována heteroskedasticita reziduí. Na 5 % hladině významnosti byla prokázána reziduální podmíněná heteroskedasticita. Rezidua mají různý rozptyl. Výsledek je znázorněn v Obr. 4.5.

#### Obr. 4.5 Test heteroskedasticity pro model VAR(1)

VAR Residual Heteroskedasticity Tests:  
No Cross Terms (only levels and squares)

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
54.38343	36	0.0253

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Z výše uvedených diagnostických testů můžeme konstatovat, že model je heteroskedastický, nemá normální rozdělení a pravděpodobně zde existuje autokorelace reziduí. Na základě těchto výsledků můžeme označit daný model jako nevhodný. Závěrem lze říci, že tyto diagnostické testy nevedly k odfiltrování systematické složky, tudíž model nemá vlastnosti bílého šumu. Z tohoto důvodu bude v následující části daný model rozšířen o nula-jednotkové proměnné (tzv. dummy proměnné), které poslouží k eliminaci výrazných výkyvů v jednotlivých časových řadách.

### 4.3.3 Odhad nového VAR modelu

V předchozí podkapitole 4.3.2 byla hned v úvodu odstraněna proměnná dlouhodobé úrokové sazby, a to z důvodu její nevýznamnosti. Výchozím modelem je později získaný model o třech proměnných. V této podkapitole je zkonstruován nový model VAR pro proměnné  $D\_L\_CPI\_SA$ ,  $D\_L\_HDP$  a  $D\_L\_PRIBOR$ , který je rozšířen o dummy proměnné. V časových řadách jsou nejprve zjištěny jednotlivé výkyvy (skoky), které jsou pomocí jednotkových impulsů eliminovány. Určité výkyvy jsou zjištěny ve všech časových řadách, proto je model VAR rozšířen o tři nové proměnné, které jsou označeny jako  $DU\_CPI$ ,  $DU\_HDP$  a  $DU\_PRIBOR$ .  $DU\_CPI$  obsahuje jedničku ve čtvrtém čtvrtletí roku 2007.  $DU\_HDP$  obsahuje jedničky ve čtvrtém čtvrtletí roku 2008 a druhém čtvrtletí roku 2009. Proměnná  $DU\_PRIBOR$  obsahuje jedničky ve čtvrtém čtvrtletí roku 2008, prvním čtvrtletí roku 2009, dále ve druhém čtvrtletí roku 2012 a v prvním čtvrtletí roku 2013. Tyto období byly vybrány především z důvodu projevujících se důsledků ekonomické krize.

Následující model VAR je složen ze tří endogenních proměnných a tří pomocných nula-jednotkových proměnných. Hodnoty informačních kritérií jsou znázorněny v Tab. 4.9.

**Tab. 4.9 Informační kritéria pro VAR(1\*) – VAR(4)**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	406,5289	NA	2,81e-11	-15,78116	-15,32227	-15,60641
1	426,0314	33,54436	1,86e-11	-16,20126	-15,39821*	-15,89545*
2	436,0583	16,04308	1,80e-11	-16,24233	-15,09512	-15,80547
3	448,4020	18,26861*	1,61e-11*	-16,37608*	-14,88470	-15,80815
4	457,0762	11,79695	1,68e-11	-16,36305	-14,52751	-15,66406

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Z výsledných hodnot informačních kritérií se jeví jako vhodné dva modely. Pro model VAR(1\*) je Schwarzovo a Hannan-Quinnovo kritérium. Akaikeho kritérium vybralo model se třemi zpožděními, tedy VAR(3). Z tohoto důvodu budou v následující podkapitole zpracovány oba modely, které budou v závěru porovnány.

První rovnice modelu VAR(1\*) má následující tvar

$$D\_L\_CPI\_SA_t = C(1)D\_L\_CPI\_SA_{t-1} + C(2)D\_L\_HDP_{t-1} + C(3)D\_L\_PRIBOR_{t-1} + C(4) + C(5)DU\_CPI + C(6)DU\_HDP + C(7)DU\_PRIBOR \quad (4.4)$$

**Tab. 4.10 Odhad D\_L\_CPI\_SA v modelu VAR(1\*)**

Proměnná	Koeficient	T-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA (C1)	0,3171	2,5259	0,0127	0,2765
D_L_HDP (C2)	0,0102	0,1199	0,9048	Durbin-Watson
D_L_PRIBOR (C3)	0,0018	0,2971	0,7669	2,2462
C (C4)	0,0041	3,1874	0,0018	Prob(F-statistic)
DU_CPI (C5)	0,0137	2,6437	0,0091	0,0016
DU_HDP (C6)	-0,0093	-2,1743	0,0314	
DU_PRIBOR (C7)	-0,0006	-0,1987	0,8428	

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

V rovnici (4.4) závisí v prvním zpoždění relativně silně  $D\_L\_CPI\_SA$  sám na sobě (*Coefficient* = 0,3171). Toto zpoždění je statisticky významné na 5 % hladině významnosti. Přestože koeficienty ostatních proměnných jsou velmi nízké, konstanta a dummy proměnné  $CPI$  a  $HDP$  jsou významné na stanovené hladině významnosti. Při porovnání s původní rovnicí modelu VAR(1), která je zachycena v Tab. 4.6, můžeme zjistit následující. Regresí je proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$  vysvětlena 27,65 %, i hodnota DW a dílčí F-statistika se zlepšila.

Rovnice (4.5) a navazující Tab. 4.11 znázorňuje další proměnnou zahrnutou do tohoto modelu

$$D\_L\_HDP_t = C(8)D\_L\_CPI\_SA_{t-1} + C(9)D\_L\_HDP_{t-1} + C(10)D\_L\_PRIBOR_{t-1} + C(11) + C(12)DU\_CPI + C(13)DU\_HDP + C(14)DU\_PRIBOR \quad (4.5)$$

**Tab. 4.11 Odhad D\_L\_HDP v modelu VAR(1\*)**

Proměnná	Koeficient	t-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA (C8)	-0,0689	-0,4195	0,6755	0,5766
D_L_HDP (C9)	0,4540	4,0786	0,0001	Durbin-Watson
D_L_PRIBOR (C10)	0,0044	0,5655	0,5726	2,3281
C (C11)	0,0055	3,2204	0,0016	Prob(F-statistic)
DU_CPI (C12)	0,0021	0,3036	0,7619	0,0000
DU_HDP (C13)	0,0014	0,2430	0,8083	
DU_PRIBOR (C14)	-0,0188	-5,1025	0,0000	

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

V rovnici (4.5) existuje relativně silná závislost proměnné  $D\_L\_HDP$  na sobě samé (*Coefficient* = 0,4540). Tato závislost je statisticky významná. Koeficienty dalších

proměnných jsou opět na velmi nízké hodnotě. Na 5 % hladině významnosti je statisticky významná konstanta a  $DU\_PRIBOR$ . Opět při porovnání s původními výsledky modelu VAR(1) lze konstatovat, že došlo ke zvýšení koeficientu determinace i statistiky Durbin-Watsona.

Poslední zmíněná rovnice (4.6) a Tab. 4.12 se týká mezibankovní tržní sazby, která má následující tvar

$$D\_L\_PRIBOR_t = C(15)D\_L\_CPI\_SA_{t-1} + C(16)D\_L\_HDP_{t-1} + C(17)D\_L\_PRIBOR_{t-1} - C(18) + C(19)DU\_CPI + C(20)DU\_HDP - C(21)DU\_PRIBOR \quad (4.6)$$

**Tab. 4.12 Odhad  $D\_L\_PRIBOR$  v modelu VAR(1\*)**

Proměnná	Koeficient	t-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA (C15)	7,7363	2,6424	0,0092	0,3167
D_L_HDP (C16)	5,5468	2,2984	0,0059	Durbin-Watson
D_L_PRIBOR (C17)	0,1684	1,2119	0,2276	1,6651
C (C18)	-0,1300	-4,2891	0,0000	Prob(F-statistic)
DU_CPI (C19)	0,0712	0,5879	0,5576	0,0005
DU_HDP (C20)	0,1405	1,4064	0,1618	
DU_PRIBOR (C21)	-0,0047	-0,0722	0,9426	

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Konečně v rovnici (4.6) pro  $D\_L\_PRIBOR$  je na 5 % hladině významnosti významná proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$  i  $D\_L\_HDP$ . Proměnná  $D\_L\_PRIBOR$  je sama na sobě závislá v prvním zpoždění (*Coefficient* = 0,1684), ale tato závislost není statisticky významná. V tomto případě zavedené dummy proměnné snížily statistiku Durbin-Watsona, ale přispěly ke zvýšení vysvětlení proměnné  $D\_L\_PRIBOR$  pomocí regrese. Hodnota DW indikuje možnost autokorelace reziduí.

Odhad třírovnicevého VAR(3) modelu je zachycen v příloze č. 7. Z výsledků je patrné, že proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$  je sama na sobě slabě závislá v prvním zpoždění (*Coefficient* = 0,2005). Dále je prokázána nepřímo úměrná slabá závislost na proměnnou  $D\_L\_HDP$  v prvním a třetím zpoždění. Všechny koeficienty této rovnice nejsou významné na zvolené 5 % hladině významnosti.

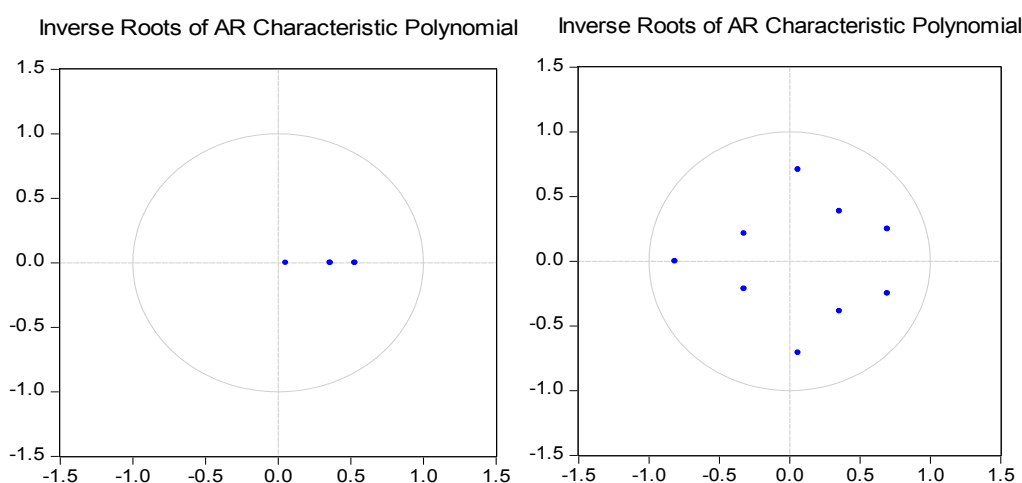
V rovnici  $D\_L\_HDP$  je zjištěna silná statisticky významná závislost na  $D\_L\_CPI\_SA$  ve třetím zpoždění. Dále je tato proměnná závislá sama na sobě v prvním (*Coefficient* = 0,3332)

i ve druhém zpoždění ( $Coefficient = 0,3625$ ), přičemž koeficienty jsou statisticky významné. Z dalších proměnných v modelu je významná i konstanta a  $DU\_PRIBOR$ . Regresí bylo vysvětleno 61,26 %  $D\_L\_HDP$ .

V poslední rovnici je statisticky významná proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$  a  $D\_L\_HDP$  v prvním zpoždění. Na 10 % hladině významnosti se ukázala být statisticky významná proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$  ve třetím zpoždění a dummy proměnná  $HDP$ . Hodnota Durbin-Watsona se oproti předchozímu modelu VAR(1\*) zvýšila na 2,0359, tudíž by se zde nemusela vyskytovat autokorelace.

Následně byly provedeny pro oba modely dílčí F-testy, které prokázaly, že odhady parametrů pro jednotlivé proměnné modelu jsou statisticky významné. Celkový F-test potvrzuje vhodnost obou modelů jako celku. Níže uvedený obrázek 4.6 znázorňuje, že proměnné jak modelu VAR(1\*), tak i modelu VAR(3) jsou stacionární, protože inverzní kořeny leží uvnitř jednotkového kruhu.

**Obr. 4.6 Inverzní kořeny autoregresivního operátoru VAR(1\*) a VAR(3)**



*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

#### 4.3.4 Testy nesystematické složky modelu VAR(1\*) a modelu VAR(3)

Nesystematická složka obou modelů VAR(1\*) i VAR(3) je testována na autokorelaci reziduí (příloha č. 8), normalitu (příloha č. 9) a také heteroskedasticitu (příloha č. 10). Rezidua modelů jsou obsahem přílohy č. 11.

Z grafu autokorelační funkce reziduí modelu VAR(1\*) lze vyčíst, že 95 % interval přesahují některá rezidua v určitých časových zpožděních. Proto i následně provedený LM test prokázal pro první a třetí zpoždění existenci autokorelace, protože hodnoty byly na 5 % hladině významné. V tomto případě je zamítnuta nulová hypotéza, a rezidua jsou

autokorelována. Test normality prokázal reziduální nenormalitu u časové řady *D\_L\_PRIBOR*. U ostatních časových řad bylo potvrzeno normální rozdělení, proto lze konstatovat, že model jako celek má normální rozdělení. Poslední provedený test na heteroskedasticitu prokázal, že rezidua mají konstantní rozptyl, tzn., rezidua jsou homoskedastická, i když na dosti nízké úrovni.

Graf autokorelační funkce reziduí modelu VAR(3) prokázal, že rezidua v žádných zpožděních nepřesahují stanovený 95 % interval. To znamená, že byla potvrzena nulová hypotéza, že rezidua nejsou autokorelována. Toto zjištění potvrzuje i provedený LM test. Z Choleskyho testu normality vyplývá, že všechny tři proměnné mají normální rozdělení reziduí, proto lze konstatovat, že model jako celek má normální rozdělení. Reziduální heteroskedasticita není v modelu VAR(3) prokázána. Rezidua jsou tedy homoskedastická, mají konstantní rozptyl.

Z výsledků diagnostických testů bylo zjištěno, že model VAR(3) je vhodnější než model VAR(1\*) a také než původně vybraný VAR(1). V případě modelu VAR(3) prokázaly diagnostické testy odfiltrování systematické složky modelu, proto zůstala jen nesystematická část, která by měla mít vlastnosti bílého šumu. Z výše provedených operací lze dojít k závěru, že zavedení nula-jednotkových proměnných zlepšilo výsledky modelu, a také upravené koeficienty determinace. Koeficient statistiky Durbin-Watson trochu klesl, ale pro náš model to nevadí, protože hodnoty se stále pohybují v dané mezi. V další podkapitole 4.4 bude pracováno pouze s modelem VAR(3).

#### **4.4 Analýza Grangerovy kauzality**

Vzájemný vztah mezi jednotlivými proměnnými lze posoudit pomocí Grangerovy kauzality. V programu EViews byl proveden Grangerův test na ověření kauzality pro vybraný optimální model VAR se třemi zpožděnými.

Z popisu úrokového transmisního mechanismu víme, že by výše mezibankovní sazby měla ovlivňovat výši dlouhodobé úrokové míry, a ta by měla mít vliv na inflaci, nebo na další stanovený cíl měnové politiky. Protože veličina dlouhodobé úrokové míry byla z modelu odstraněna, posuzujeme pouze vliv mezibankovní sazby na konečné cíle měnové politiky. Avšak to není jediný vztah, který je zkoumán.

Z níže uvedeného Obr. 4.7 bylo zjištěno, že ve sledovaném časovém úseku od 2. čtvrtletí roku 2000 do 4. čtvrtletí roku 2013 nemá hrubý domácí produkt ve třetím zpoždění na cenovou hladinu žádný vliv. Opačná kauzalita vlivu cenové hladiny na hrubý domácí

produkt byla na 5 % hladině významnosti také zamítnuta. Vývoj cenové hladiny nemá na vývoj reálného HDP vliv.

Z výsledků vyplývá, že vliv  $D\_L\_CPI\_SA$  ve třetím zpoždění na mezibankovní sazbu PRIBOR je statisticky významný na 5 % i 1 % hladině významnosti (*hodnota p-value* = 0,0021). Při zkoumání opačné kauzality, tedy vlivu mezibankovní sazby PRIBOR ve třetím zpoždění na  $D\_L\_CPI\_SA$  vidíme, že vývoj sazby tuto proměnnou ve sledovaném období od 2Q/2000 do 4Q/2013 neovlivňuje (*hodnota p-value* = 0,4741).

Grangerův test zkoumající kauzalitu vývoje mezibankovní sazby PRIBOR ve třetím zpoždění na reálné HDP se ukázal jako statisticky nevýznamný (*hodnota p-value* = 0,9716). Opačná kauzalita je statisticky významná (*hodnota p-value* = 0,0019). Hrubý domácí produkt zpožděný o tři čtvrtletí má vliv na vývoj mezibankovní sazby PRIBOR se splatností 3 měsíce a to dokonce na 1 % hladině významnosti.

#### Obr. 4.7 Testy Grangerovy kauzality pro model VAR(3)

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests  
Dependent variable: D\_L\_CPI\_SA

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_L_HDP	1.591229	3	0.6614
D_L_PRIBOR	2.506751	3	0.4741
All	4.806480	6	0.5689

Dependent variable: D\_L\_HDP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_L_CPI_SA	4.909802	3	0.1785
D_L_PRIBOR	0.235814	3	0.9716
All	6.720397	6	0.3475

Dependent variable: D\_L\_PRIBOR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_L_CPI_SA	14.67660	3	0.0021
D_L_HDP	14.87416	3	0.0019
All	30.74231	6	0.0000

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Pro porovnání byla prověřena Grangerova kauzalita i pro původní model VAR(1), který zahrnoval proměnné  $D\_L\_CPI\_SA$ ,  $D\_L\_HDP$  a  $D\_L\_PRIBOR$ . Ze zjištěných výsledků docházíme k obdobným závěrům jako v případě modelu VAR(3).



Jiných výsledků by bylo pravděpodobně dosaženo, pokud by byla Grangerova kauzalita zkoumána na původních časových řadách, a ne na upravovaných časových řadách vhodných pro tvorbu modelu VAR.

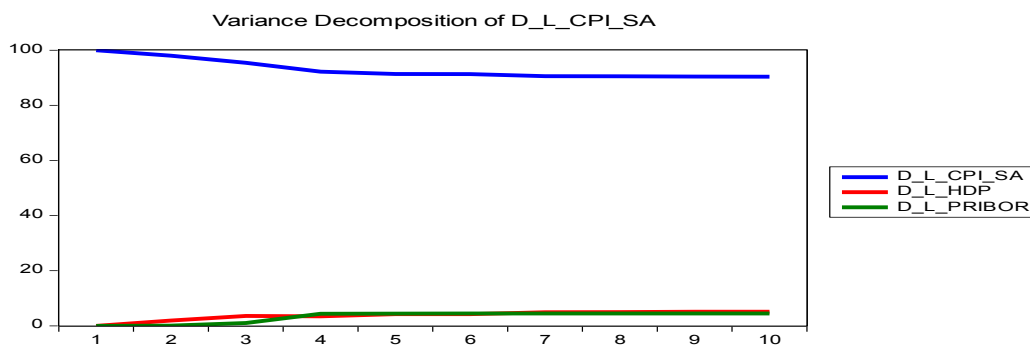
#### 4.5 Analýza „Impuls – Reakce“ v rámci modelu VAR(3)

V příloze č. 12 jsou zachyceny reakce tří proměnných  $D\_L\_CPI\_SA$ ,  $D\_L\_HDP$  a  $D\_L\_PRIBOR$  na jednotkové exogenní impulsy. Vychází se z výše uvedeného VAR(3) modelu. Exogenní šoky rozkmitávají jednotlivé rovnice v modelu, které se buď vracejí po určitém počtu období na svoji původní úroveň, nebo se ustálí na úrovni nové. V tomto případě jsou uvažovány funkce odezvy pro 20 období. Z grafů je patrné, že pro ustálení systému je pro každý případ potřebný jiný počet období. Impulsní odezvy se obvykle vracejí k rovnovážným úrovním přibližně po 10 až 12 obdobích. V grafech lze pozorovat určitou rozkolísavost, která ale po určité době pomalu a jistě mizí. Ve vývoji  $D\_L\_HDP$  lze pozorovat značné kmitání, které se projevuje v reakci  $D\_L\_CPI\_SA$ , tak i  $D\_L\_PRIBOR$  na tuto proměnnou. Jedním z možných důvodů tohoto vývoje je použití čtvrtletních pozorování v dosti krátkém období.

Funkce odezvy zachycuje vliv impulsu v jedné endogenní proměnné na ostatní endogenní proměnné. Existuje ale i možnost zkoumat reakci jedné endogenní proměnné na šoky ve všech proměnných souhrnně. Toto umožňuje dekompozice rozptylu, která měří vliv šoků v jednotlivých částech modelu na variabilitu endogenní proměnné. Pro analyzované proměnné jsou výsledky dekompozice rozptylu pro 10 období k dispozici v příloze č. 13. Zvolených 10 období je možné považovat za dostatečné pro ustálení systému. Druhý sloupec obsahuje chyby předpovědi pro stanovený horizont. Další tři sloupce ukazují, jak se jednotlivé proměnné podílejí na chybě předpovědi, přičemž jejich vliv je vyjádřen v %. Pro lepší přehled jsou pro jednotlivé proměnné sestaveny grafy.

V případě proměnné  $D\_L\_CPI\_SA$  lze v prvním období konstatovat, že proměnné  $D\_L\_HDP$  a  $D\_L\_PRIBOR$  nemají žádnou vysvětlivací schopnost, tedy na samotnou  $D\_L\_CPI\_SA$  připadá 100 %. Tento vliv se v průběhu období snižuje na 90 %, přičemž vliv každé další proměnné je přibližně 5 %. Dekompozici rozptylu proměnné  $D\_L\_CPI\_SA$  zachycuje níže uvedený obrázek 4.8.

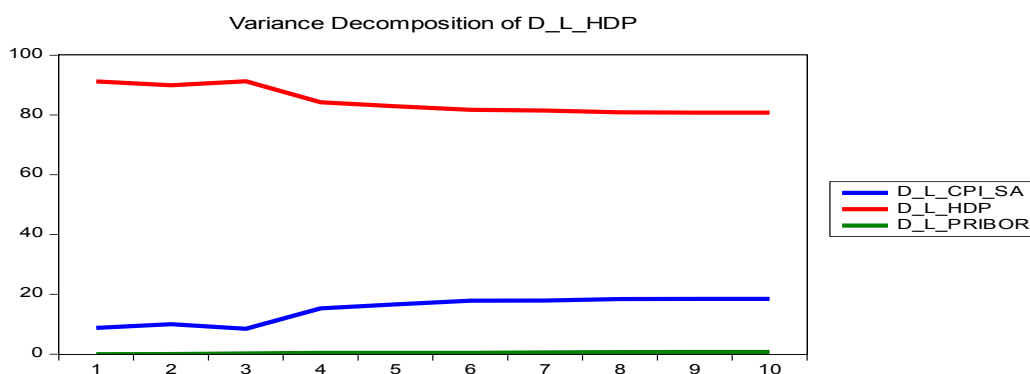
**Obr. 4.8 Dekompozice rozptylu proměnné D\_L\_CPI\_SA**



*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

V případě proměnné  $D\_L\_HDP$  připadá v prvním období 91 % na samotné  $D\_L\_HDP$ , zbylá variabilita je vysvětlena proměnnou  $D\_L\_CPI\_SA$ , jejíž vliv je necelých 8 %. Ten se v dalších obdobích postupně zvyšoval až na 18 % v 8 období. Na této úrovni zůstává po zbytek dalších období. Vliv  $D\_L\_HDP$  se naopak snižuje na 80%. Jak uvádí obrázek 4.9 nejméně je vysvětleno proměnnou  $D\_L\_PRIBOR$ , a to necelé jedno procento.

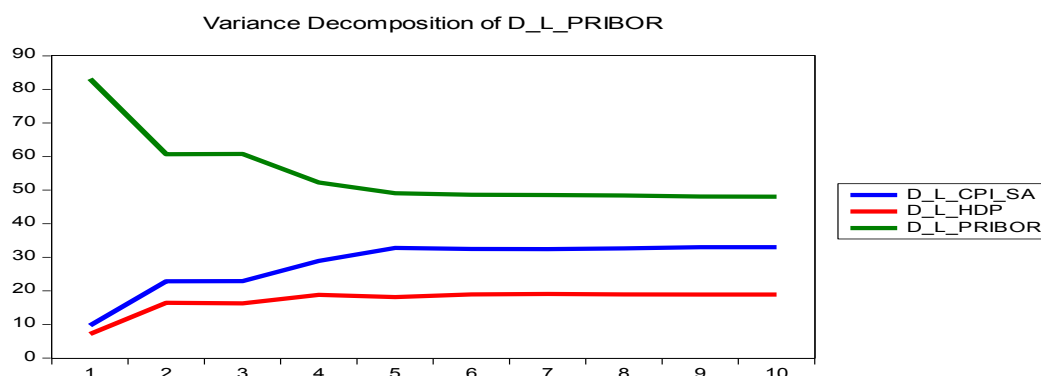
**Obr. 4.9 Dekompozice rozptylu proměnné D\_L\_HDP**



*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

Výsledky dekompozice rozptylu proměnné  $D\_L\_PRIBOR$  naznačují, že v prvním období je možné rozdělit vliv následovně – 83 % připadá proměnné  $D\_L\_PRIBOR$ , 7 % proměnné  $D\_L\_HDP$  a zbylou variabilitu vysvětluje proměnná  $D\_L\_CPI\_SA$  (9 %). Systém se ustálí přibližně po šesti obdobích, kdy  $D\_L\_PRIBOR$  vysvětluje 48 %,  $D\_L\_HDP$  19 % a  $D\_L\_CPI\_SA$  32 % rozptylu proměnné  $D\_L\_PRIBOR$ . Tuto dekompozici zachycuje obrázek 4.10.

**Obr. 4.10 Dekompozice rozptylu proměnné  $D\_L\_PRIBOR$**



*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

V úvodu čtvrté kapitoly byl nejprve analyzován vývoj jednotlivých časových řad. Aby bylo možné použít model VAR, musely být jednotlivé časové řady stacionarizovány. Stacionarizace bylo dosaženo pomocí prvních diferencí logaritmů. Na základě výsledků informačních kritérií bylo odhadnuto maximální možné zpoždění. Následoval odhad modelu VAR(1) pomocí metody nejmenších čtverců. Statistické testy prokázaly statistickou nevýznamnost dlouhodobé úrokové sazby, která proto byla z modelu odstraněna. Následně byl zpracován model VAR o jednom zpoždění. Jelikož konečné výsledky zkoumaného VAR(1) modelu nebyly příznivé, bylo přistoupeno k zavedení dummy proměnných, které měly za úkol eliminovat výrazné časové skoky. Poté byl vytvořen nový VAR model, jehož informační kritéria poukázala na vhodnost dvou modelů s odlišným zpožděním. Konkrétně se jednalo o model VAR(1\*) a VAR(3). Odhady a testy těchto dvou modelů byly mnohem uspokojivější. Jako nejvhodnější model pro další aplikaci byl vybrán model VAR(3), v němž byla zamítnuta autokorelace, zjištěna normalita a potvrzena podmíněná homoskedasticita reziduí.

Z výsledků Grangerovy kauzality pro model VAR(3) nebyly potvrzeny vazby mezi cenovou hladinou a hrubým domácím produktem. Jediná proměnná  $D\_L\_PRIBOR$  byla kauzálně ovlivněna jak  $D\_L\_CPI\_SA$  tak i  $D\_L\_HDP$ . Analýzou „Impuls-Reakce“ jsme zjišťovali, jak mezi sebou reagují jednotlivé proměnné. Z výsledků bylo patrné, že jednotkový exogenní impuls rozkmital danou časovou řadu, která se do rovnovážné úrovně navrátila přibližně po 10 až 12 obdobích. Dekompozice rozptylů jednotlivých proměnných ukázala, že jednotlivé proměnné byly z velké části vysvětleny především samy sebou. S přibývajícím počtem období byl u každé vysvětlované proměnné zaznamenán mírný nárůst vlivu jednotlivých vysvětlujících proměnných.

## 5. Závěr

Cílem diplomové práce bylo empiricky ověřit závislost mezi úrokovými sazbami a inflací v České republice. K ověření závislosti byl využit vektorový autoregresní model.

Pro modelování vztahů mezi úrokovými sazbami a inflací byly vybrány časové řady indexu spotřebitelských cen, repo sazby, mezibankovních úrokových sazeb, dlouhodobých úrokových sazeb a reálného hrubého domácího produktu. Analýza byla provedena za období od 2. čtvrtletí roku 2000 do 4. čtvrtletí roku 2013. Příslušná data byla získána z databáze ARAD České národní banky a Českého statistického úřadu. Celá analýza byla provedena v ekonometrickém programu EViews 7.

Ve čtvrté kapitole byl nejprve analyzován vývoj jednotlivých časových řad. Z jejich vývoje bylo jednoznačně potvrzeno, že v letech 2008 a 2009 se Česká republika potýkala s ekonomickými problémy, jež způsobily recesi. Následně byl popsán vztah dvoutýdenní repo sazby a sazby PRIBOR se splatností 3 měsíce. Mezi těmito proměnnými byla zjištěna lineární závislost. Lze tedy konstatovat, že Česká národní banka je schopna prostřednictvím své klíčové úrokové sazby ovlivňovat krátkodobé úrokové sazby na mezibankovním trhu.

V kapitole 4.3 byl analyzován model VAR. Nejprve byl odhadnut model VAR(1), který byl na základě výsledných statistických a diagnostických testů označen jako nevhodný. Z tohoto důvodu bylo přistoupeno k zavedení nových proměnných. Konkrétně byly vytvořeny nula-jednotkové proměnné (dummy) pro každou časovou řadu, které měly za úkol eliminovat výrazné výkyvy. Poté byl vytvořen nový třírovnicový model VAR pro jedno a tři zpoždění. Zjištěné výsledky těchto dvou modelů byly mnohem uspokojivější, než v případě původního modelu. Jako nejvhodnější model pro další aplikaci byl zvolen model VAR(3), v němž byla zamítnuta autokorelace, zjištěna normalita a potvrzena podmíněná homoskedasticita.

Testem Grangerovy kauzality bylo zjištěno, že index spotřebitelských cen a reálný hrubý domácí produkt ovlivňují výši mezibankovní sazby PRIBOR se splatností 3 měsíce. Jiný vztah zjištěn nebyl. Z výsledků analýzy „Impuls-Reakce“ bylo patrné, že jednotkový exogenní impuls rozkmital danou časovou řadu, která se do rovnovážné úrovně navrátila většinou po 10 až 12 obdobích. Vztahy mezi proměnnými byly dále zkoumány prostřednictvím dekompozice rozptylů jednotlivých proměnných.

V souvislosti s níže uvedenými závěry je však nutné mít na paměti, že byly použity časové řady s čtvrtletní frekvencí od 2. čtvrtletí roku 2000, tudíž i počet pozorování byl relativně malý (55). Navíc po roce 2008 vykazovaly úrokové sazby výrazný pokles.

V této diplomové práci bylo zjištěno, že vytvořený model vysvětluje ve všech možných variantách hrubý domácí produkt více než cenovou hladinu. Vliv úrokové sazby na hlavní konečný cíl měnové politiky není v daném období zcela jednoznačný. Vliv úrokové sazby je prokázán na další zmiňovaný konečný cíl měnové politiky, konkrétně ekonomický růst. Na základě provedené analýzy lze učinit závěr, že pro účely měnové politiky České národní banky, jejímž hlavním cílem je dosažení cenové stability, není úrokový transmisní mechanismus vhodný. Úrokový transmisní mechanismus v České republice vysvětluje především HDP. V závěru práce lze konstatovat, že mezi úrokovými sazbami a inflací nebyla prokázána závislost.

## Seznam použité literatury

- [1] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- [2] ARNOŠTOVÁ, Kateřina a Jaromír HURNÍK. *The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (Evidence from VAR analysis)*. ČNB Working Paper Series. 2005, č. 4.
- [3] BRŮNA, Karel. *Dynamika úrokových sazeb v kontextu měnové politiky*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2009. 218 s. ISBN 978-80-245-1555-7.
- [4] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978- 80-86929-43-9.
- [5] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012. 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [6] HAVRÁNEK, T., RUSNÁK, M.: *Transmission Lags of Monetary Policy: A Meta-Analysis*. Working paper series 10. ČNB Praha, 2012.
- [7] HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2009. 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.
- [8] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [9] JÍLEK, Josef. *Peníze a měnová politika*. 1.vyd. Praha: Grada Publishing, 2004. 744 s. ISBN 80-247-0769-1.
- [10] JUREČKA, Václav a kol. *Makroekonomie*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2010. 336 s. ISBN 978-80-247-3258-9.

- [11] KLIKOVÁ, Christiana a Igor KOTLÁN. *Hospodářská politika*. 2. vyd. Ostrava: Institut vzdělávání Sokrates, 2006. 275 s. ISBN 80-86572-37-4.
- [12] MANDEL, Martin a Vladimír TOMŠÍK. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2. rozš. vyd. Praha: Management Press, 2008. 367 s. ISBN 978-80-7261-185-0.
- [13] MISHKIN, Frederic S. *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. Harlow: Pearson Education, 2013. 726 s. ISBN 978-0-273-76573-8.
- [14] MOJON, B., PEERSMAN, G.: A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the EURO area. ECB Working paper 92. Frankfurt am Main, 2001. ISSN 1561-0810.
- [15] POLOUČEK, Stanislav a kol. *Peníze, banky, finanční trhy*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck, 2009. 690 s. ISBN 978-80-7400-152-9.
- [16] Quantitative Micro Software, LLC: *EViews 7 User's Guide I*. United States of America, 2010. ISBN 978-1-880411-40-7.
- [17] Quantitative Micro Software, LLC: *EViews 7 User's Guide II*. United States of America, 2010. ISBN 978-1-880411-41-4.
- [18] REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*. 3. vyd. Praha: Management Press, 2011. 558 s. ISBN 978-80-7261-230-7.
- [19] REVENDA, Zbyněk a kol. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5. vyd. Praha: Management Press, 2012. 423 s. ISBN 978-80-7261-240-6.
- [20] ŠMÍDKOVÁ, Kateřina. Transmisní mechanismus měnové politiky na počátku 3. tisíciletí. *Finance a úvěr*. 2002, roč. 52, č. 5, s. 287 – 306.

## Seznam použitých internetových odkazů

- [1] Bank of England. *The transmission mechanism of monetary policy* [online]. Dostupné z: <http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/other/monetary/montrans.pdf>
- [2] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, databáze *ARAD* [online]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY\\_PKG.NEJ\\_SEST](http://www.cnb.cz/cnb/STAT.ARADY_PKG.NEJ_SEST)
- [3] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Věstník ČNB: Pravidla pro referenční banky a výpočet (fixing) referenčních úrokových sazeb (PRIBOR a PRIBID)* [online]. ČNB [15. 8. 2013]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/legislativa/vestnik/2013/download/v\\_2013\\_06\\_20613610.pdf](http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/legislativa/vestnik/2013/download/v_2013_06_20613610.pdf)
- [4] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Cílování inflace v ČR* [online]. ČNB [2003-2014]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/cilovani.html#vyjimky](http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/cilovani.html#vyjimky)
- [5] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Jaké jsou režimy měnové politiky?* [online]. ČNB [2003-2014]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/faq/jake\\_jsou\\_rezimy\\_menove\\_politiky.html](http://www.cnb.cz/cs/faq/jake_jsou_rezimy_menove_politiky.html)
- [6] ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA, *Měnověpolitické nástroje* [online]. ČNB [2014]. Dostupné z www: [http://www.cnb.cz/cs/menova\\_politika/mp\\_nastroje/](http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/mp_nastroje/)
- [7] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD, [online], [2014-4-10]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/>
- [8] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Inflace, míra inflace – Metodika*, [online]. ČSÚ [16. 4. 2013]. Dostupné z www: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/kdyz\\_se\\_rekne\\_inflace\\_resp\\_mira\\_inflace](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace).
- [9] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. *Indexy spotřebitelských cen (metodická příručka pro uživatele)*, [online]. Dostupné z www: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/isc\\_metodicka\\_prirucka/\\$File/manual\\_isc\\_2013.pdf](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/isc_metodicka_prirucka/$File/manual_isc_2013.pdf)



- [10] MISHKIN, Frederic S. The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. *NBER WORKING PAPER SERIES*. 2001, č. 8617. Dostupné z: <http://www.hilbertcorporation.com.ar/ttmatroapimp.pdf>
- [11] Zákon č. 6 ze dne 17. prosince 1992 o České národní bance, ve znění pozdějších předpisů. In: *Sbírka zákonů České republiky*. 1993, částka 3, s. 1-25. Dostupné z [www: http://www.sbcz.cz/cgi-bin/khm.cgi?typ=1&page=khm:PPSB93/SB93006A.htm](http://www.sbcz.cz/cgi-bin/khm.cgi?typ=1&page=khm:PPSB93/SB93006A.htm)

## Seznam zkratk

AD	agregátní poptávka
ADF test	rozšířený Dickey-Fuller test
AIC	Akaikeho informační kritérium
ARAD	veřejná databáze ČNB
COICOP	klasifikace individuální spotřeby
CP	cenný papír
CPI	index spotřebitelských cen
ČNB	Česká národní banka
ČR	Česká republika
DW	Durbin-Watson statistika
ECB	Evropská centrální banka
FED	Federal Reserve System
HDP	hrubý domácí produkt
HQ	Hannan-Quinnovo informační kritérium
LTI	dlouhodobá úroková sazba
PMR	povinné minimální rezervy
PRIBOR	česká (pražská) mezibankovní úroková sazba
SC	Schwarzovo informační kritérium
VAR	vektorový autoregresní model

# Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- беру на вѣдомі, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 25. dubna 2014

.....Lucie Švajdová.....

jméno a příjmení studenta

## **Seznam příloh**

**Příloha č. 1** - Sezónně očištěná časová řada proměnné CPI

**Příloha č. 2** - Zlogaritmované časové řady proměnných

**Příloha č. 3** - ADF testy úrovní

**Příloha č. 4** - ADF testy diferencovaných časových řad

**Příloha č. 5** - Průběhy diferencovaných časových řad

**Příloha č. 6** - Testy autokorelace VAR(1)

**Příloha č. 7** - Odhad modelu VAR(3)

**Příloha č. 8** - Testy autokorelace VAR(1\*) a VAR(3)

**Příloha č. 9** - Testy normality

**Příloha č. 10** - Testy heteroskedasticity

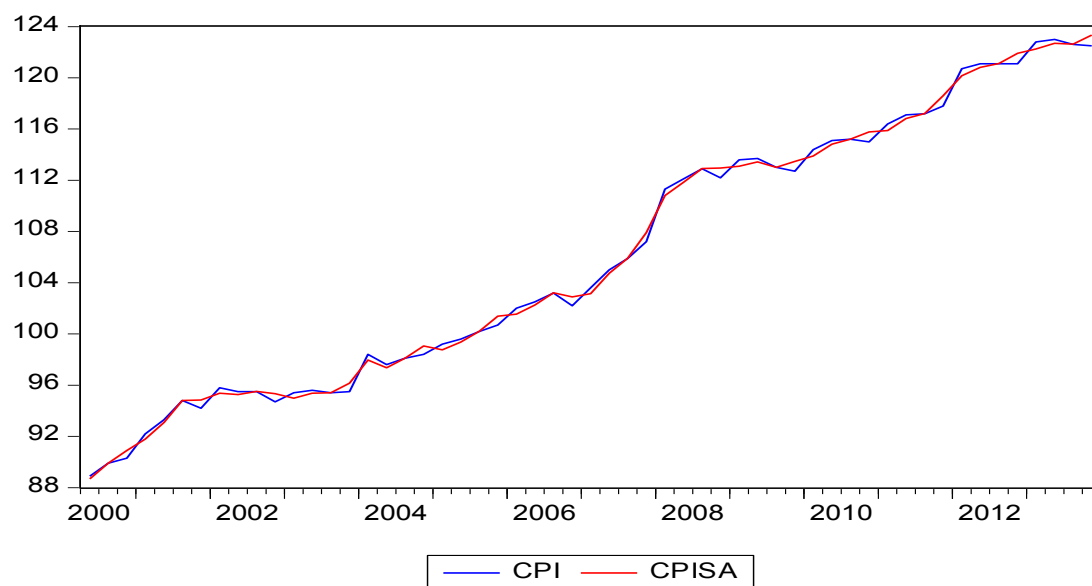
**Příloha č. 11** - Rezidua VAR(1\*) a VAR(3)

**Příloha č. 12** - Analýza Impuls – Reakce modelu VAR(3)

**Příloha č. 13** - Dekompozice rozptylu

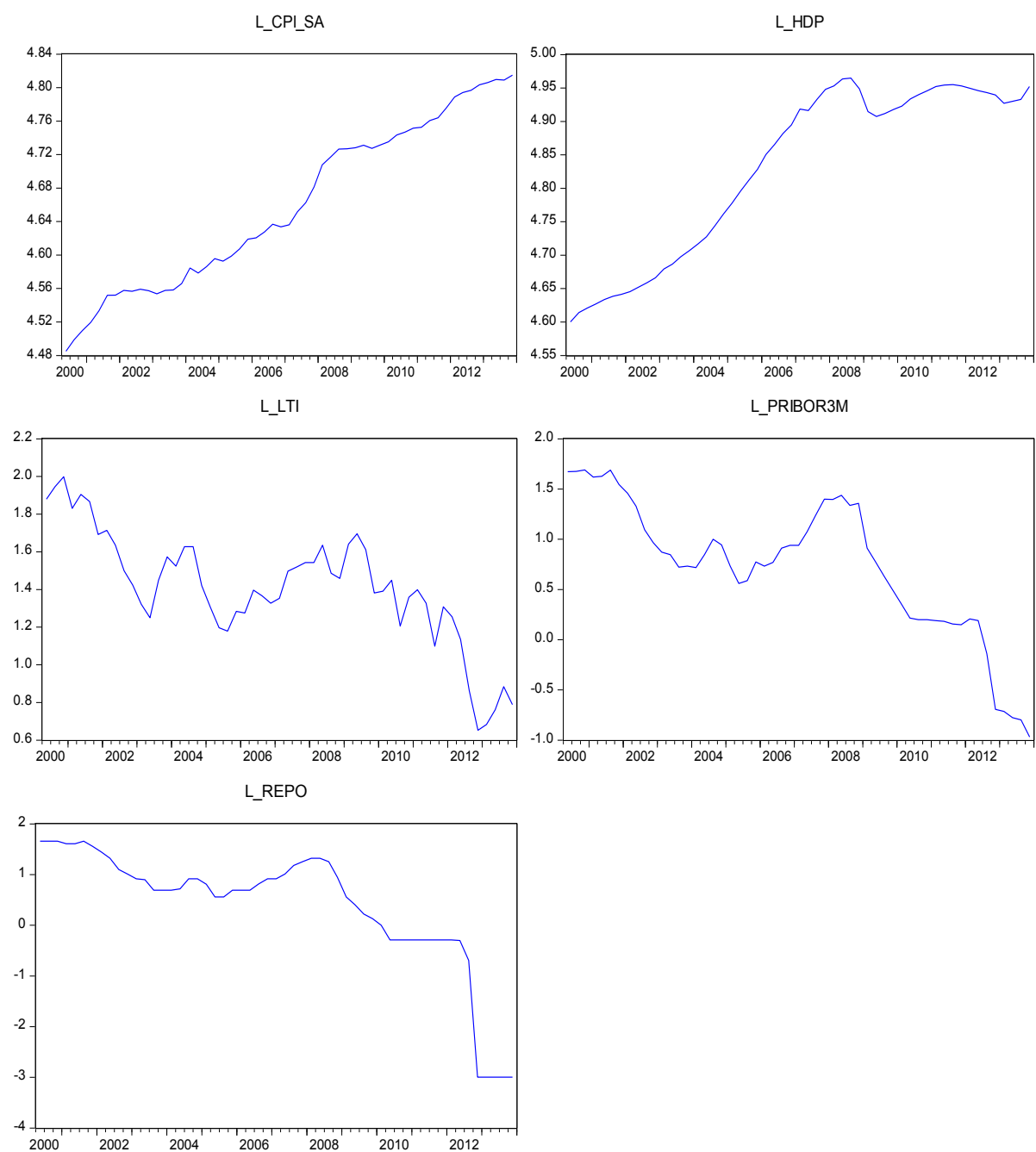
## Přílohy

**Příloha č. 1 Sezónně očištěná časová řada proměnné CPI**



*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

## Příloha č. 2 Zlogaritmované časové řady proměnných



*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

### Příloha č. 3/1 ADF testy úrovní

Null Hypothesis: L\_CPI\_SA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.035657	0.9574
Test critical values: 1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: L\_HDP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.294289	0.6258
Test critical values: 1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: L\_LTI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.615286	0.4680
Test critical values: 1% level	-3.557472	
5% level	-2.916566	
10% level	-2.596116	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: L\_PRIBOR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.725367	0.4129
Test critical values: 1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### Příloha č. 3/2 ADF testy úrovní

Null Hypothesis: L\_REPO has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.808563	0.3725
Test critical values:		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*



## Příloha č. 4/1 ADF testy diferencovaných časových řad

Null Hypothesis: D\_L\_CPI\_SA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.181536	0.0293
Test critical values: 1% level	-2.610192	
5% level	-1.947248	
10% level	-1.612797	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D\_L\_HDP has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.872284	0.0049
Test critical values: 1% level	-2.609324	
5% level	-1.947119	
10% level	-1.612867	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D\_L\_LTI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.636496	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.609324	
5% level	-1.947119	
10% level	-1.612867	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

## Příloha č. 4/2 ADF testy diferencovaných časových řad

Null Hypothesis: D\_L\_PRIBOR has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.287023	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.609324	
5% level	-1.947119	
10% level	-1.612867	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D\_L\_REPO has a unit root

Exogenous: None

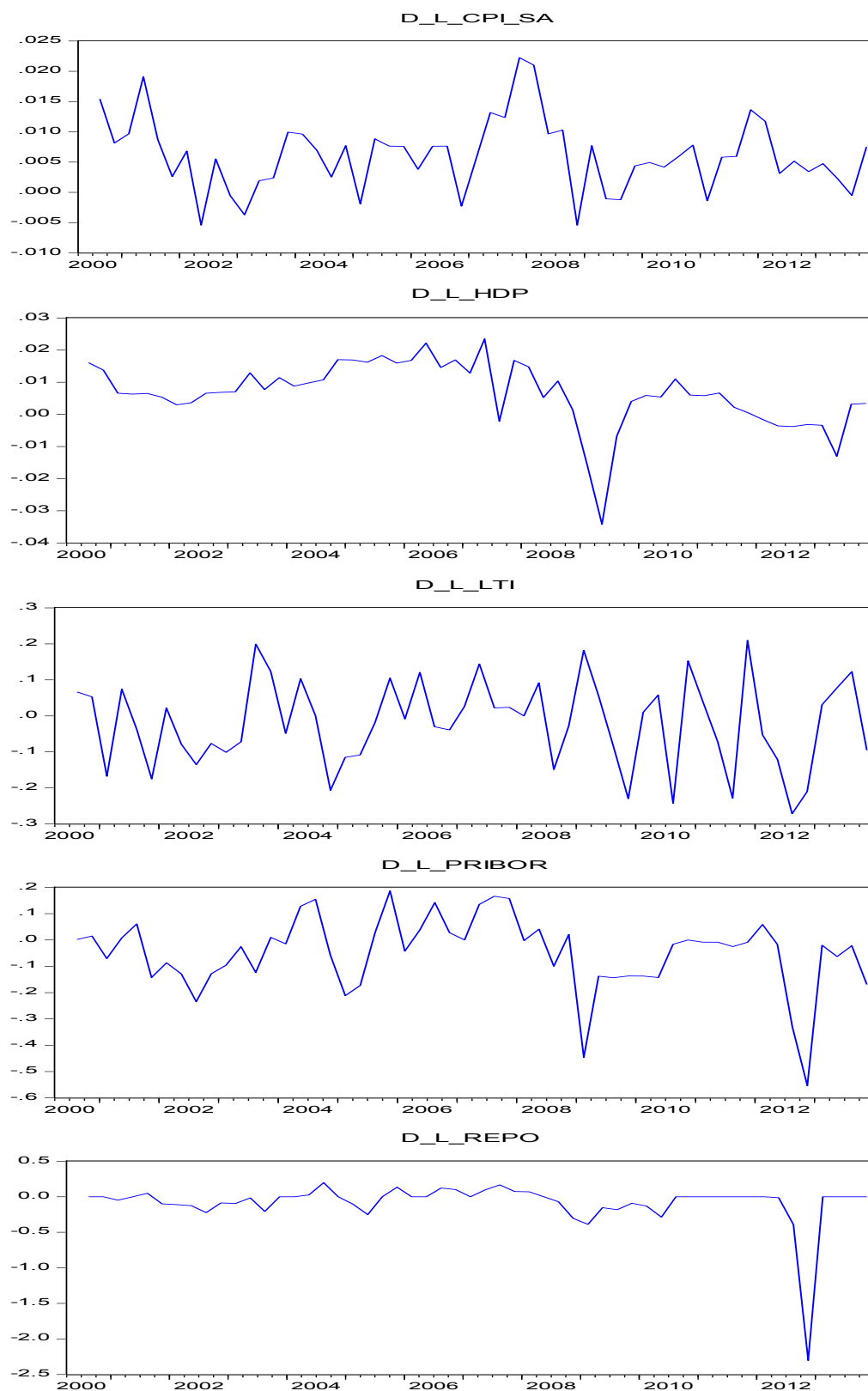
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.775771	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.609324	
5% level	-1.947119	
10% level	-1.612867	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

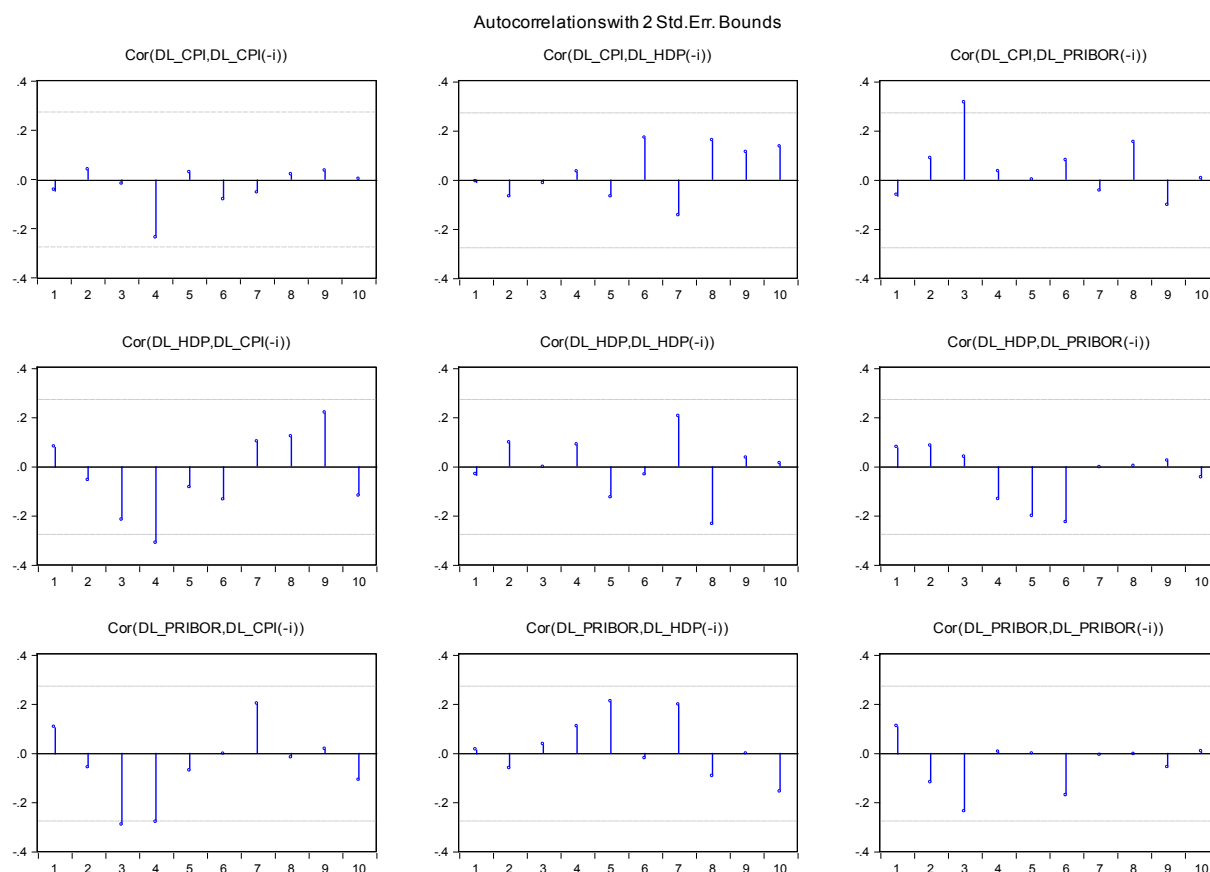
## Příloha č. 5 Průběhy diferencovaných časových řad



*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

## Příloha č. 6 Testy autokorelace VAR(1)

### Párové vzájemné autokorelace reziduí, 10 období



### LM test autokorelace

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Lags	LM-Stat	Prob
1	6.219192	0.7178
2	3.407439	0.9459
3	16.49739	0.0572
4	14.27752	0.1128
5	7.871524	0.5471
6	9.029194	0.4346
7	9.504657	0.3921
8	6.995339	0.6376
9	5.843122	0.7555
10	5.118878	0.8238

Probs from chi-square with 9 df.

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

## Příloha č. 7/1 Odhad modelu VAR(3)

*D\_L\_CPI\_SA*

Proměnná	Koeficient	t-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA(-1) (C1)	0,2005	1,3655	0,1748	0,2673
D_L_CPI_SA (-2) (C2)	0,0108	0,0623	0,9504	Durbin-Watson
D_L_CPI_SA(-3) (C3)	0,0412	0,2662	0,7905	2,0339
D_L_HDP (-1) (C4)	-0,1122	-0,9523	0,3430	Prob(F-statistic)
D_L_HDP (-2) (C5)	0,1607	1,1445	0,2548	0,0150
D_L_HDP (-3) (C6)	-0,0803	-0,7118	0,4780	
D_L_PRIBOR (-1) (C7)	-0,0016	-0,2208	0,8256	
D_L_PRIBOR (-2) (C8)	0,0059	0,8202	0,4180	
D_L_PRIBOR (-3) (C9)	0,0072	1,1258	0,2626	
C (C10)	0,0053	2,5219	0,0131	
DU_CPI (C11)	0,0177	2,7815	0,0063	
DU_HDP (C12)	-0,0115	-2,2523	0,0262	
DU_PRIBOR (C13)	-0,0016	-0,5231	0,6019	

*D\_L\_HDP*

Proměnná	Koeficient	t-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA(-1) (C14)	-0,0797	-0,4337	0,6653	0,6126
D_L_CPI_SA (-2) (C15)	0,2475	1,1441	0,2549	Durbin-Watson
D_L_CPI_SA(-3) (C16)	-0,4037	-2,0860	0,0392	2,0853
D_L_HDP (-1) (C17)	0,3332	2,2577	0,0259	Prob(F-statistic)
D_L_HDP (-2) (C18)	0,3625	2,0619	0,0415	0,0000
D_L_HDP (-3) (C19)	-0,1431	-1,0130	0,3132	
D_L_PRIBOR (-1) (C20)	0,0006	0,0633	0,9496	
D_L_PRIBOR (-2) (C21)	-0,0040	-0,4454	0,6568	
D_L_PRIBOR (-3) (C22)	-0,0008	-0,0995	0,9209	
C (C23)	0,0055	2,0905	0,0388	
DU_CPI (C24)	0,0085	1,0704	0,2867	
DU_HDP (C25)	0,0065	1,0152	0,3121	
DU_PRIBOR (C26)	-0,0202	-5,0943	0,0000	

## Příloha č. 7/2 Odhad modelu VAR(3)

*D\_L\_PRIBOR*

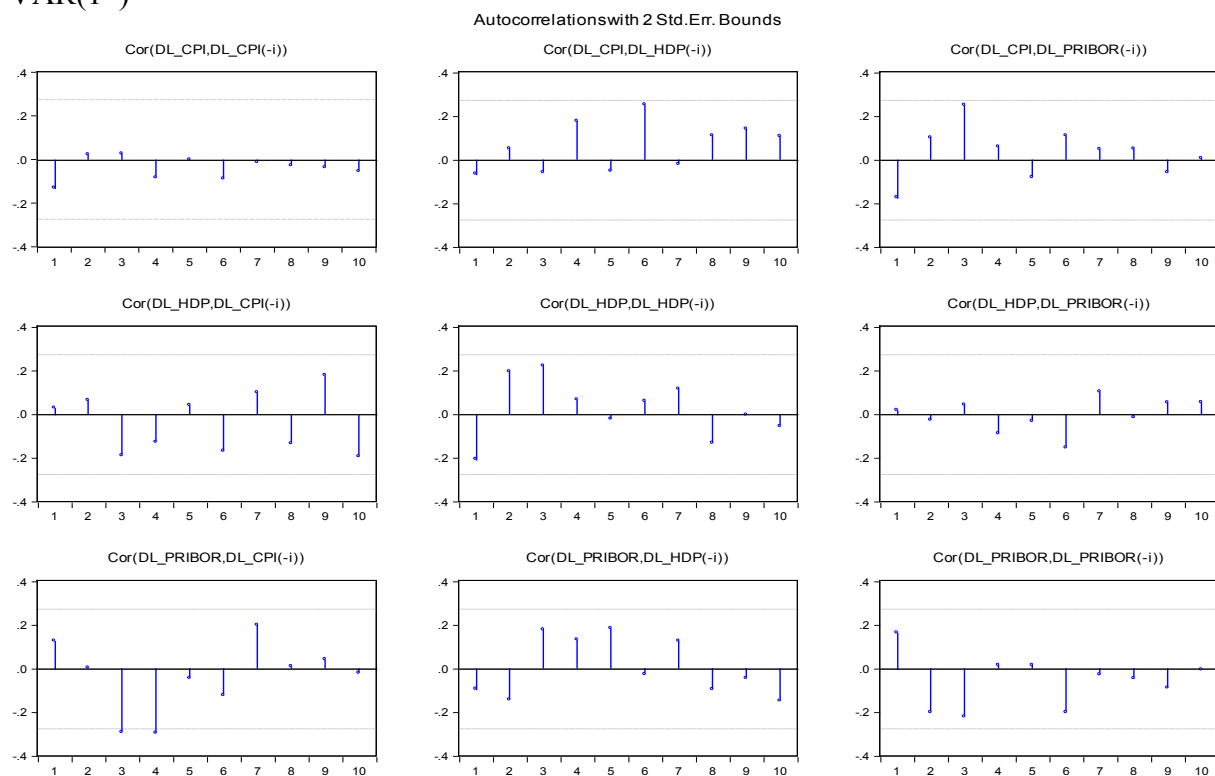
Proměnná	Koeficient	t-statistic	Probability	Adjusted R-squared
D_L_CPI_SA(-1) (C27)	11,1078	3,5316	0,0006	0,4199
D_L_CPI_SA (-2) (C28)	-0,9946	-0,2687	0,7886	Durbin-Watson
D_L_CPI_SA(-3) (C29)	-5,6043	-1,6923	0,0933	2,0359
D_L_HDP (-1) (C30)	6,2076	2,4586	0,0155	F-statistic
D_L_HDP (-2) (C31)	-0,8052	-0,2677	0,7894	0,0004
D_L_HDP (-3) (C32)	3,4315	1,4194	0,1585	
D_L_PRIBOR (-1) (C33)	0,2272	1,4952	0,1376	
D_L_PRIBOR (-2) (C34)	-0,1799	-1,1683	0,2451	
D_L_PRIBOR (-3) (C35)	-0,1723	-1,2654	0,2083	
C (C36)	-0,1456	-3,2433	0,0015	
DU_CPI (C37)	0,0095	0,0693	0,9448	
DU_HDP (C38)	0,2104	1,9181	0,0576	
DU_PRIBOR (C39)	0,0263	0,3869	0,6995	

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

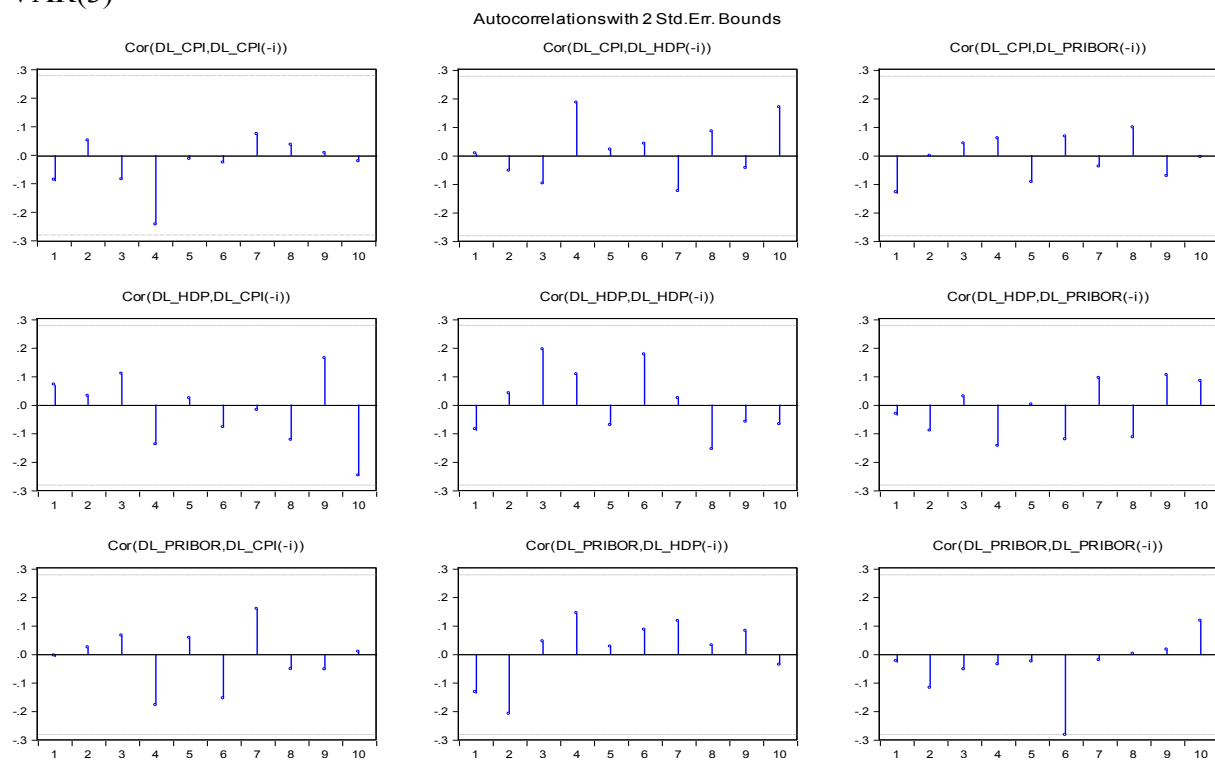
## Příloha č. 8/1 Testy autokorelace VAR(1\*) a VAR(3)

### Párové vzájemné autokorelace reziduí, 10 období

#### VAR(1\*)



#### VAR(3)



## Příloha č. 8/2 Testy autokorelace VAR(1\*) a VAR(3)

### LM test autokorelace

#### VAR(1\*)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 04/13/14 Time: 14:56

Sample: 2000Q2 2013Q4

Included observations: 53

Lags	LM-Stat	Prob
1	19.88860	0.0186
2	11.97131	0.2149
3	17.79019	0.0377
4	8.385199	0.4958
5	4.069307	0.9068
6	12.27538	0.1982
7	10.14479	0.3389
8	5.396522	0.7985
9	5.213278	0.8153
10	6.934716	0.6439

Probs from chi-square with 9 df.

#### VAR(3)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 04/13/14 Time: 14:57

Sample: 2000Q2 2013Q4

Included observations: 51

Lags	LM-Stat	Prob
1	9.368753	0.4040
2	7.765258	0.5580
3	8.008339	0.5333
4	9.796126	0.3672
5	1.504225	0.9971
6	12.82655	0.1706
7	10.63216	0.3018
8	4.055299	0.9077
9	3.803850	0.9238
10	12.80117	0.1718

Probs from chi-square with 9 df.

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*



## Příloha č. 9 Testy normality

### VAR(1\*)

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 04/13/14 Time: 14:58

Sample: 2000Q2 2013Q4

Included observations: 53

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.272847	2	0.8725
2	0.746183	2	0.6886
3	8.085408	2	0.0175
Joint	9.104437	6	0.1678

### VAR(3)

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 04/13/14 Time: 14:58

Sample: 2000Q2 2013Q4

Included observations: 51

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.319393	2	0.3136
2	1.500478	2	0.4723
3	0.314102	2	0.8547
Joint	4.133973	6	0.6586

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

## Příloha č. 10 Testy heteroskedasticity

### VAR(1\*)

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 04/13/14 Time: 14:59

Sample: 2000Q2 2013Q4

Included observations: 53

---

---

Joint test:

---

---

Chi-sq	df	Prob.
68.95316	54	0.0827

---

---

### Var(3)

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 04/13/14 Time: 14:58

Sample: 2000Q2 2013Q4

Included observations: 51

---

---

Joint test:

---

---

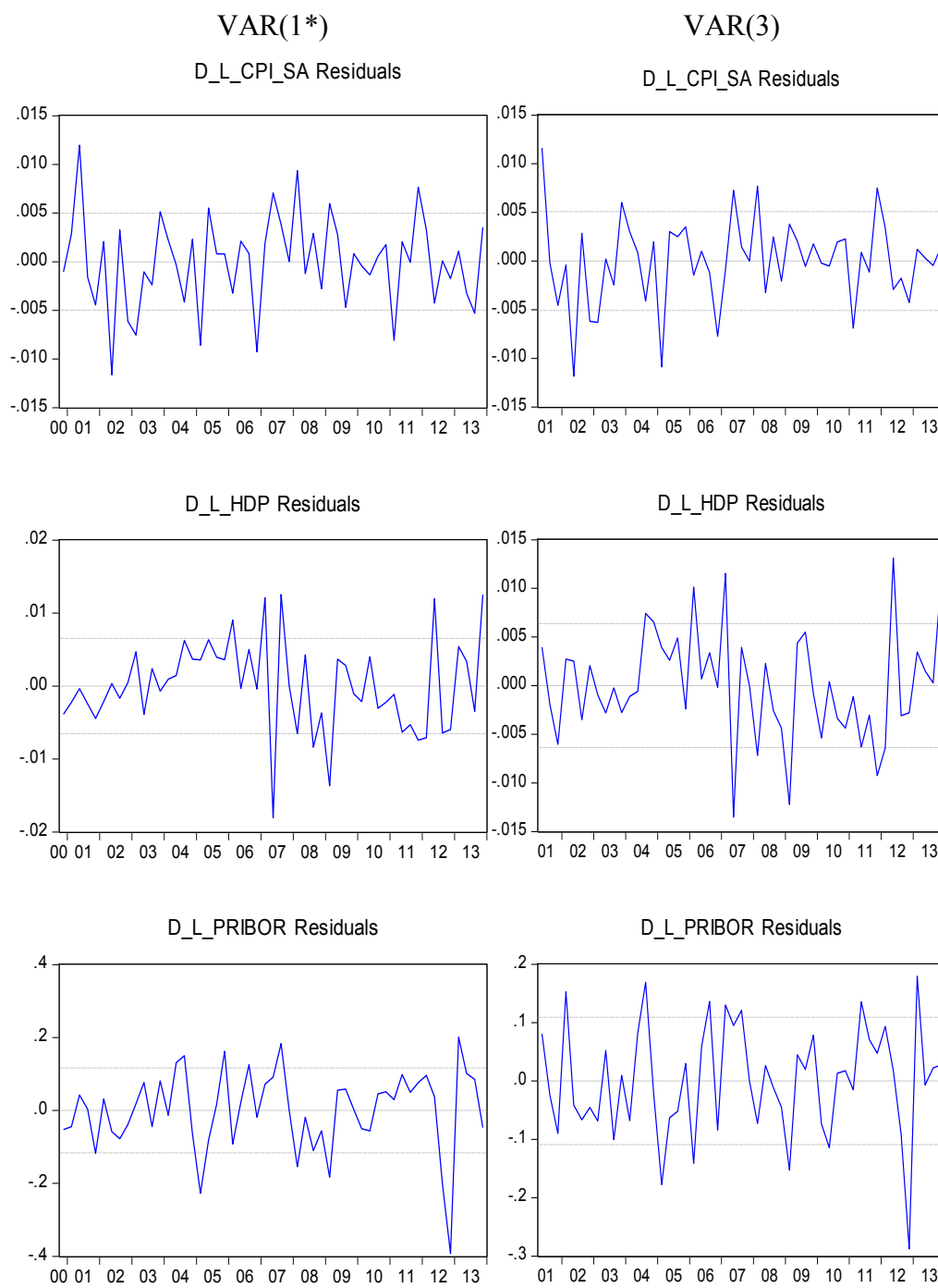
Chi-sq	df	Prob.
123.4379	126	0.5479

---

---

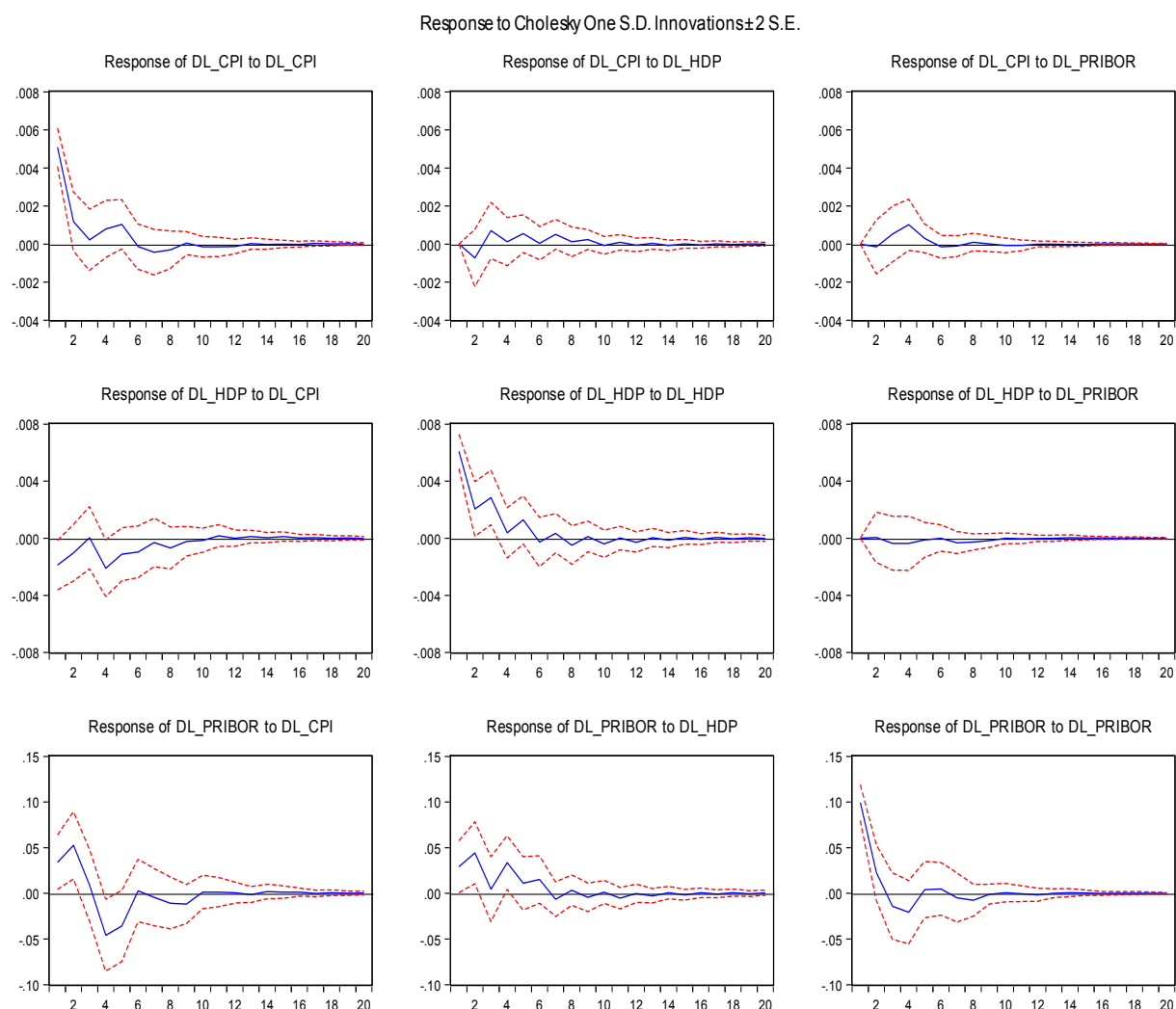
*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

## Příloha č. 11 Rezidua VAR(1\*) a VAR(3)



*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*

## Příloha č. 12 Analýza „Impuls – Reakce“ modelu VAR(3)



Zdroj: vlastní zpracování v EViews

## Příloha č. 13/1 Dekompozice rozptylu

Variance Decomposition of D_L_CPI_SA:				
Period	S.E.	D_L_CPI_SA	D_L_HDP	D_L_PRIBOR
1	0.005090	100.0000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	0.005278	98.00656 (5.35035)	1.906345 (4.55707)	0.087097 (2.29981)
3	0.005354	95.41060 (7.38999)	3.585582 (6.04413)	1.003822 (3.75977)
4	0.005508	92.20876 (8.30241)	3.432243 (6.08884)	4.358997 (5.70911)
5	0.005638	91.36429 (8.77146)	4.206756 (6.71016)	4.428955 (5.72712)
6	0.005642	91.29658 (9.20240)	4.205822 (7.18010)	4.497597 (5.82426)
7	0.005682	90.58691 (9.99103)	4.941450 (8.13685)	4.471637 (5.83674)
8	0.005692	90.55098 (10.4429)	4.964940 (8.67927)	4.484076 (5.88790)
9	0.005697	90.40602 (10.9652)	5.117224 (9.30250)	4.476753 (6.00247)
10	0.005700	90.38103 (11.4173)	5.127760 (9.84845)	4.491206 (6.10250)

Variance Decomposition of D_L_HDP:				
Period	S.E.	D_L_CPI_SA	D_L_HDP	D_L_PRIBOR
1	0.006372	8.782739 (7.87322)	91.21726 (7.87322)	0.000000 (0.00000)
2	0.006769	10.03583 (8.71962)	89.95734 (8.87202)	0.006830 (2.11656)
3	0.007355	8.503690 (7.82856)	91.25782 (8.18669)	0.238493 (2.89806)
4	0.007666	15.32187 (9.28225)	84.24462 (9.68274)	0.433508 (3.72212)
5	0.007857	16.65072 (10.0705)	82.91372 (10.4943)	0.435559 (3.98766)
6	0.007921	17.85916 (10.8805)	81.71220 (11.1481)	0.428646 (4.15779)
7	0.007940	17.91385 (11.2207)	81.50276 (11.6480)	0.583384 (4.37481)
8	0.007989	18.43856 (11.7312)	80.87949 (12.1642)	0.681941 (4.50214)
9	0.007995	18.48803 (12.0531)	80.78996 (12.5342)	0.722013 (4.60413)
10	0.008006	18.47024 (12.3671)	80.80972 (12.8347)	0.720038 (4.61567)

## Příloha č. 13/2 Dekompozice rozptylu

Variance Decomposition of D\_L\_PRIBOR:

Period	S.E.	D_L_CPI_SA	D_L_HDP	D_L_PRIBOR
1	0.109034	9.695160 (7.49609)	7.127247 (6.87705)	83.17759 (9.41149)
2	0.130876	22.83774 (11.2859)	16.45238 (9.48521)	60.70988 (11.1872)
3	0.132028	22.91367 (11.4471)	16.28489 (9.34438)	60.80144 (10.9710)
4	0.145255	28.93085 (11.3654)	18.78514 (9.26638)	52.28401 (10.6804)
5	0.150033	32.78845 (11.5307)	18.13838 (8.88496)	49.07317 (10.8126)
6	0.150899	32.44871 (11.5884)	18.94119 (9.46688)	48.61010 (11.1016)
7	0.151174	32.41013 (11.5946)	19.05337 (9.48629)	48.53651 (11.1892)
8	0.151786	32.65065 (11.7209)	18.94691 (9.69449)	48.40244 (11.3579)
9	0.152305	33.02079 (11.8775)	18.90132 (9.86968)	48.07790 (11.5317)
10	0.152320	33.02303 (11.9248)	18.90625 (10.1087)	48.07072 (11.6323)

Cholesky Ordering: D\_L\_CPI\_SA D\_L\_HDP D\_L\_PRIBOR

Standard Errors: Monte Carlo (500 repetitions)

*Zdroj: vlastní zpracování v EViews*